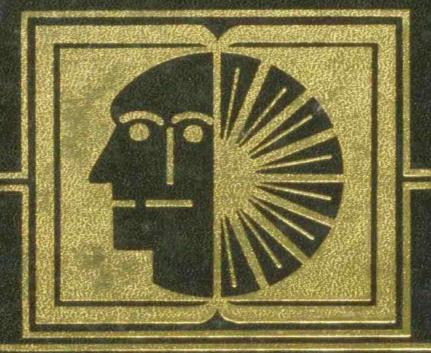
سيئلسِنكة عينام المستفسق الم

الاجماع) النفسيقي والإجتاعي والتربوي

> تأكيْف الدَّكِتُولِيُولِالسَيِّدَابُوالنِسِل



دار النحظة الغربية





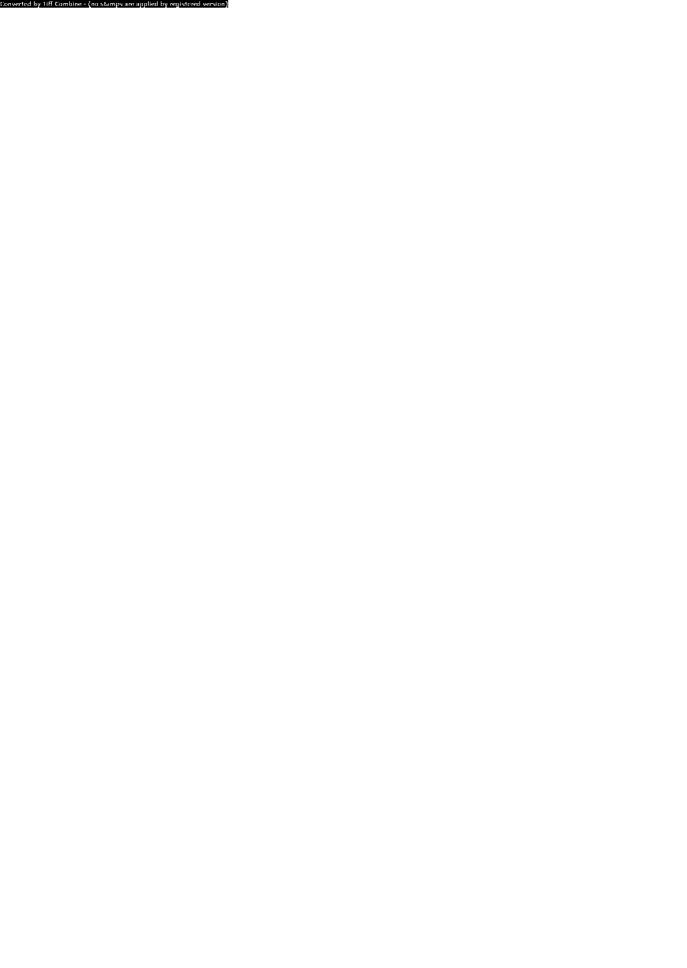




onverted by Tiff Combine - (no stamps are applied by registered version)



الاجمعة الأجمعة التربوي



سِيلساذ علمالنفسِين

الاجماعي والتربوي النفسي والاجتاعي والتربوي

تأليث الدكتورتحـمُود السّيداُبُوالنِيل أستاذ عِلمالفش كلية الآداب-جَلمعَة عين شُفُ



روعي في هذا الكتاب مناسبته لمستوى طلاب الأدبي بالجامعة الذين ليست لديهم خلفية في الرياضيات.

حُقوق الطبيع محفوظت م ١٤٠٧ هـ - ١٩٨٧ م



الإدارة: بيروت، شارع مدحت باشا، بناية
 كريدية، تلفيون: ٢٠٣٨١٦/٣٠/٢٠٩٠
 برقيأ: دانهضة، ص. ب ١١-٧٤٩ تلكس: NAHDA 40290 LE
 29354 LE

المكتبة: شارع البستاني، بناية اسكندراني
 رقم ٣، غربي الجامعة العربية،
 تلفون: ٣١٩٢٠٢

۱۸۳۳۱۸۰ : بثر حسن، تلفون : ۸۳۳۱۸۰

بسمراللوالخزالت

مقدمة الطبعكة الخأميية

الإحصاء كوسيلة وكتخصص وكتدريس في علم النفس والاجتماع والتربية

تحمل مقدمة الطبعة الخامسة من هذا الكتاب ذلك العنوان: «الإحصاء كوسيلة وكتخصص وكتلبريس في علم النفس والاجتماع والتربية» وذلك للرد على كثير من الأسئلة والاستفسارات لدى الطلاب والباحثين في مجال علم النفس والاجتماع والتربية والتي تتركز حول كيفية تكوين القوانين في الإحصاء كقانون الانحراف المعيساري أو معامل الارتباط أو مقاييس الدلالة الإحصاء كقانون وتتركز من جهة أخرى حول فائدة تعلم الإحصاء بعد ظهور الكمبيوتر وانتشاره.

والجزء الأول من التساؤلات يثير مسألة على جانب كبير من الأهمية وهي الحدود القائمة بين تخصصات الأقسام العلمية في الجامعات، فالإحصاء كتخصص يواصل فيه الطالب دراساته العليا مكانه المعاهد المختصة وكليات العلوم والتجارة والاقتصاد، أما كأسلوب وكتدريس فالأمر يختلف لأن الباحث في مجالات علم النفس والاجتماع والتربية لا يهمه من الإحصاء ما يهم المتخصص، فإذا كان المتخصص يدخل في مجال عمله إعداد وصياغة القوانين الإحصائية بأسسها الرياضياتية فإن الباحث النفسي والاجتماعي والتربوي لا يهمه منها إلا أنها وسيلة توصله فقط لنتائج; اختبار

فروض بحثه ولا يعنيه الأمر شيئاً أن هذا القانون بسطه كذا أو مقامه كذا أو جذره كذا أو مربع ذلك الرقم كذا. فهذه أشياء لا تدخل في نطاق تخصصه الرئيسي وهو دراسة السلوك الإنساني في سياق اجتماعي تربوي. والباحث النفسي والاجتماعي والتربوي هنا شأنه شأن مخطط البرامج في الحاسب الألى (الكمبيوتر) إنه يدخل بياناته بعد عمل البرنامج الخاص بتلك البيانات ويقوم بتشغيل جهاز الكمبيوتر دون أن يعنيه كيف تعمل الأجهزة الكهرباثية حتى يصل إلى تلك النتائج لأن تلك مهمة المهندس الذي صمم الجهاز من الناحية الميكانيكية والكهربائية والناحية الالكترونية واللذي يقع مكان تخصصه في تلك الأقسام العلمية بكليات الهندسة؛ بينما مخطط البرامج يقع مكان تخصصه في كلية العلوم والذي يمكن أن يواصل دراساته العليا بكلية العلوم بينما مهندس الكمبيوتر يمكن أن يواصل دراساته العليا في كلية الهندسة. إذا مخطط البرامج (كلية العلوم) يستعين بجهاز الكمبيوتر (كلية الهندسة) لإجراء المعالجات المختلفة على بياناته. كذلك الأمر بالنسبة للباحث النفسي والاجتماعي والتربوي فهو يستعين بالمعادلات الإحصائية التي توصل إليها المتخصصون في الإحصاء أو الإحصاء الرياضي لعمل المعالجات التي تتطلبها طبيعة بحثه.

أما بالنسبة للشق الآخر من التساؤل وهو الذي يختص بفائدة تعليم الإحصاء بعد ظهور الكمبيوتر ووجود برامج لكل العمليات الإحصائية فهذا التساؤل وإن كان طلاب الدراسات العليا في تخصيص علم النفس يرددونه كل عام يدرسون فيه الإحصاء المتقدم فإنه من الممكن أن يكون تساؤلاً عاماً أيضاً لدى طلاب التخصصات الأخرى. والرد على ذلك يتضح في أننا نفترض أن باحثاً ما لا يعرف الإحصاء وتوفرت لديه بيانات عن عينة من الأفراد وتوفر له وضع فروض أو تساؤلات لأهداف بحثه وذهب بهذه البيانات إلى مخطط البرامج بالكمبيوتر فماذا سيقول لذلك المسؤول ليفعله له في البيانات التي

حملها معه؟ ، أو ما هي اللغة المشتركة بينهما حتى يمكن أن يتم شيء بالحاسب الآلي؟ وباختصار ما الذي سيطلبه ذلك الباحث اللذي لا يعرف الإحصاء من الكمبيوتر إذا كان لا يعرف أن هذه البيانات إذا كان الفرض المراد اختباره كذا فإن المعالجات التي يطلبها لتطبيقها على تلك البيانات هي كذا وكذا. . . إلخ.

هذا بالنسبة للإحصاء كوسيلة وكتخصص وبقي الشق الأخيــر من العنوان وهو الإحصاء كتدريس، أي من يقوم بتدريس الإحصاء في أقسام علم النفس والاجتماع والتربية؟ في الحقيقة ومن واقع الخبرة الطويلة يفضل اللذي يجمع بين تخصص الإحصاء والتخصص في علم النفس أو الاجتماع أو التربية ، لكن إذا لم يتوفر فمن الذي يفضل؟ وفي الحقيقة أيضاً ومن واقع الخبرة الطويلة والتي عايشها مؤلف هذا الكتاب يفضل المتخصص في علم النفس والاجتماع والتربية والمذي درس الإحصاء واستخدمها استخداماً طويسلاً تشبعت بها أعماله. لأن خبرة هذه التخصصات من المتخصص في الإحصاء فقط كانت خبرة غير إيجابية، فالمتخصص في الإحصاء يدرس الإحصاء دون أن يضفى عليها المعنى الذي تفرضه ضرورة المعرفة والفهم للسلوك الإنساني والبيئة الاجتماعية التربوية المحيطة به لأن ذلك الجزء الأخير لا علم ولا دراية له به لأنه ليس تخصصه ، فكيف حتى من أبسط الزوايا يأتي بالأمثلة المستمدة من حقول هذه التخصصات ليربط بيسن الإحصاء وبين مكونات السلوك من ذكاء وإدراك وتنشئة اجتماعية وقيسم واتجاهات تربوية معينة. في الحقيقة كانت خلاصة تجربة هؤلاء المتخصصين شكوى من الطلاب وعدم عودة من المتخصص لتدريس الإحصاء مرة ثانية لوجود فجوة بينهما.

ولقد أتت هذه الطبعة. مزيدة ومنقحة إذ تم تنقيح كل الكتاب وإعادة صياغته ، كما تم إضافة الكثير من التحاليل الإجصائية المفيدة كتحليل التباين

من الدرجة الثانية، وإضافة معادلتين أخريتين لدلالة النسبة المثوية. كما تم تقديم الكثير من التماريسن المحلولة في التحليل العاملي. وبالنسبة للارتباطات أضيف الانحدار وحساب الدلالة بين معاملات الارتباط، وبالنسبة للدلالة الإحصائية أضيفت حساب للدلالة بين المجموعات المرتبطة.

وفي النهاية لا ندعي أننا بمحتويبات هذا الكتاب قد ألممنا بأطراف الإحصاء المترامية فذلك يحتاج لمجلد آخر، كما أننا أردنا للباحث والطالب ألا يقتصر إطلاعه على ذلك الكتاب فقط فهناك مئات من كتب الإحصاء بالعربية والأجنبية بها الكثير مما في هذا الكتاب والقليل الذي ليس فيه.

وفقنا الله وغفر لنا من السهو والخطأ راجين ممن يقرأ الكتاب أن يفيدنا، بملاحظاته و بتصويباته ، فجل من لا يسهو أو يخطىء سبحانه وتعالى عما يصفون .

المؤلف

القاهرة ١٩٨٧.

بسم والله الخزال التحاو

مقدّسة الطبعة الثَّاليثَة (*)

أقدم هذه السطبعة الثالثة من كتاب والإحصاء النفسي والاجتماعي وبحوث ميدانية تطبيقية، وهي طبعة مزيدة ومنقحة، وانتهز هذه الفرصة لأشكر زملائي بقسم علم النفس وتلاميذي من طلاب الدراسات العليا على معاوناتهم الطيبة في سبيل إخراج هذه الطبعة.

ولقد وجدت تغييراً بالصورة الحالية (**) بدلاً من العنوان في البطبعة الثانية ليتطابق ذلك مع ما جاء به من بحوث في الجزء الرابع طبقت فيها المعالجات الإحصائية التي وردت في الأجزاء الثلاثة الأولى.

والله الموفق

المؤلف

⁽ه) مقدمة الطبعة الرابعة كانت صورة طبق الأصل عن مقدمة الطبعة الثالثة (١٩٨٠) دون أي تعديل بها. (المؤلف ١٩٨٤).

^(**) والذي ظهر في الطبعة الثالثة وهو نفس العنوان الحالين.



مقدسة الطبعت الثانية

يتناز كتباب «في الإحصاء النفسي والاجتاعي ومعايير اختبار الشخصية الإسقاطي الجمعي، بثلاث خصائص لم تضعها في الاعتبار كتب الإحصاء بالمكتبة المصرية وهي الإيجاز، التمارين والتدريبات المحلولة، وأنه كتاب عملى.

فالإيجاز في الإحصاء (خاصة وأن الإحصاء تساعد الباحث في علم النفس وعلم الاجتماع على بحث الطواهر النفسية والاجتماعية) يوجه الباحث لما يفيده مباشرة ولا يجعله يتوه في دروب هو في غنى عنها ، خاصة وأنه يفتقر لخلفية في الرياضيات والجبر وحساب المثلثات تلك العلوم التي تشكل أساس وضع قوانين الإحصاء.

أما التمارين والتدريبات المحلولة فيقصد منها تثبيت وتدعيم ما يتعلمه الطالب من قواعد وقوانين تتعلق بالمعالجات الإحصائية للبيانات.

كذلك فإننا أردنا أن يكون هذا الكتاب عملياً أو من نوع تلك الكتب التي يطلق عليها اسم Cook Book (*) فشمل من الإحصاء الموضوعات الهامة والتي يشيع استخدامها باستمرار في البحوث والدراسات من ناحية

^(*) أنظر في ذلك كتاب:

Runyon-Haber, Fundsmental Behaviowral Statistics, Addison Comp. 1973.

ومن ناحية روعي التبسيط والسهولة والتسلسل في كيفية الوصول إلى النتائج .

وفي تقسيمنا للكتاب لثلاثة أجزاء راعينا التدرج في تقديمها فقدمنا في المجزء الأول مبادىء الإحصاء النفسي والاجتماعي وفي المجزء الثاني الإحصاء التطبيقي وفي المجزء الثالث الإحصاء المتقدم. وكان الأساس من هذا التقسيم هو المنهج الجامعي.

ويتناول الجزء الأول جمع المعلومات والبيانات ومصادر ووسائل جمعها وطرائق تفريغها وتصنيفها ومراجعتها ووضعها في جداول تكرارية كما يتضمن طريقة تمثيل هذه البيانات بالرسوم البيانية. وبعد ذلك يتناول هذا الجزء المتوسطات الحسابية ومقاييس التشتت والمعايير الخاصة بالدرجة الخام كلادرجة المعيارية والمئين.

أما الجزء الثالث فيتناول معاملات الارتباط المتعلقة بمشاكل حساب الارتباط بين متغيرات كمية أو متغيرات كيفية أو هما معاً. ثم يعرض هذا الجزء لمقاييس الدلالة الإحصائية والتوزيع الاعتدالي وتعديل هذا التوزيع.

أما الجزء الثالث فيتناول معاملات الارتباط المتعلقة بمشاكل البحوث والتي تعاون الباحث في عزل المتغيرات وإبطال تأثيرها على النتائج كما تتضمن حساب الدلالة لأكثر من متغيرين أو حساب الدلالة للتوزيعات غير الاعتدالية كما يهتم بحساب دلالة النتائج التي تكون على شكل نسب مئوية. وأخيراً يهتم بعرض طرق التحليل العاملي.

هذا بالنسبة للإحصاء وقواعدها وخطوات حلها والتمارين المتعلقة بذلك. ولقد أردنا لهذه الطبعة من الكتاب (الثانية) أن تكون مختلفة عن الطبعة السابقة فأفردنا فيها عرضاً لبحوث تطبيقية استخدمت فيها الإحصاء بهدف إعداد معايير لمجموعة من اختبارات القدرات واختبارات الشخصية.

وهذا ما سيجده القارىء في الأجزاء الأخيرة من الكتاب مثل اختبارات الإبصار والتآزر والقوة العقلية في بحث «الحد الأدنى اللازم للأداء والمعايير التاثية لاختبارات السائقين» وبحث «المعايير التاثية لاختبار الشخه ية الإسقاطي الجمعي الذي قام المؤلف بترجمته وتطبيقه على البيئة المحلية.

والله الموفق.

المؤلف



الجشزة الأولث متب دِئ الاجْص،



أولاً جمع المعلومات وتصنيفها وتوضيحها بالرسم

تعريف بالإحصاء

إذا عرفنا والإحصاء؛ بأنها القيمة أو السدرجة التي تعبر عن النتيجة النهائية للعمليات الرياضية التي تمثل العينة أو المجتمع الأصلي فلا بد أن نشير إلى وجود ثلاثة تطورات في تاريخ الإحصاء تستحق الذكر، الأول نظرية أخطاء القياس لجالتون .Galton F وآخرين عن تطبيق المفاهيم الإحصائية في العلوم البيولوجية، والثاني ما قدمه فيشر Fisher من صياغات وابتكارات نظرية، وأخيراً الكمبيوتر الذي أدى إلى تسهيل إجراء العمليات المعقدة.

والأصل في كلمة الإحصاء أنها مشتقة من اللفظ اللاتيني «ستاتوس» أو «ستاتو» واللي يستعمل بمعنى الدولة كما يستعمل أيضاً ليشير للمعلومات المتصلة بنظام الدولة ومؤسساتهما وأجهزتها المختلفة وأحوالها. ولذلك أطلق على الإحصاء اسم «ستاتستيك» Statistic ليدل على مجموعة المعلومات الخاصة بالدولة في وقت من الأوقات ثم انتهى به الأمر ليدل حتى الأن على معانى عدة منها:

١ ـ جمع المعلومات التي تبين الأحوال والظروف في البلاد مثل.

أ ـ عدد المواليد والوفيات .

- ب _ عدد الأذكياء وعدد الأغبياء كما تكشف عنهم اختبارات الذكاء.
 - جـ ـ المحاصيل الزراعية والفواكه.
 - د _ عدد المتفوقين وعدد المتأخرين دراسياً.
 - هـ _ التجارة الداخلية والخارجية.
 - و .. عدد المرضى النفسيين وعدد الأسوياء في مجتمع ما.
 - ز _ عدد المتعلمين وغير المتعلمين (الأميين).
 - ح ـ عدد المقبولين بناءاً على الاختيار المهني.
- ٢ ويعني بالإحصاء إلى جانب ما سبق أنه فرع من فروع العلم له أسلسوبه
 وطريقته وموضوعات البحث الخاصة به.

فوائد الإحصاء

وعلى هذا الأساس يقع على عاتق علم الإحصاء دراسة جميع نواحي الحياة في المجتمع. وبتوفر المعلمومات والبيانات الإحصائيسة المختلفة والمناسبة يستطيع الباحثون والمسؤولون:

- ١ ـ تفهم ومعرفة حالة البلاد بيسر وبسهولة.
- ٢ . تحديد احتياجات السكان من الغذاء والمساكن والمدارس والمصانع والوظائف.
- ٣ ـ الكشف عن النقط الضعيفة في التعليم أو الحالة الاقتصادية أو الخطوات
 التي تتبع في تربية الصغار وتعليمهم أو في محو أمية الكبار.
- ٤ تتمكن الدولة على أساس مثل هذه المعلومات من اتخاذ الإجراءات الكفيلة بتلافي أو إزالة أسباب الضعف أو تحسين الأحوال في المزمن المناسب.
- ٥٠ ـ تمكن الباحث في مجال علم النفس من التنبؤ بالسلوك من خلال ما يجري

من معالجات إحصائية للبيانات التي تم جمعها عن أفراد عينة البحث.

ونتيجة لكل ذلك نشأت النظم الإحصائية مع نشوء الدولة ووجودها على وجه الأرض. فمن أبسط الأمور مثلاً أن أي حكومة في أي زمن من الأزمان تحتاج إلى معرفة عند القادرين من السكان على حمل السلاح وعلى الغرائب التي تفرض عليهم وذلك لتتمكن من إدارة دفة البلاد. ولعل أبسط الأمثلة التي تشير لأهمية الإحصاء كذلك ما قد يحدث في بعض البلاد الزراعية من نقص في أحد محاصيلها الزراعية وما يترتب على ذلك من نقص في المواد الغذائية أيضاً، ففي مثل هذه المحالة تتحرك أجهزة الإحصاء والباحثون في هذا المجال لمعرفة حالة المحصول في المناطق الأخرى لكي يمكن عمل الإجراءات والخطوات اللازمة لتزويد سكان المناطق المصابة بالمواد الغذائية ولمنع ارتفاع أسعارها في نفس الوقت نتيجة النقص الذي أصاب المحصول. كذلك تهتم الدول المتقدمة بمعرفة خريسطة توزيسع القدرات العقلية والذهنية بين أفراد شعبها ليتم من خلال هذا المسح العام قوزيع التلاميذ والطلاب على التعليم المناسب لهم، وليتم أيضاً وضع كل منهم في المهاح المناسب لقدراته ومواهه.

ويمكن أن ينطبق المثال السابق أيضاً على مشكلة الأمية. فلو حدث مثلاً إجراء تقييم لبرنامج محو الأمية في إحدى القرى (وهو ضمن برنامج شامل لكل قرى الدولة بالطبع) وأشارت المعلومات المجموعة على أن مدى التحسن في محو الأمية يتضاءل شهراً بعد شهر وبتحليل تلك المعلومات وجد أن نقص وسائل الإيضاح السمعية والبصرية هو السبب في ذلك فإنه يمكن على الفور الاستفادة من هذه النتيجة بتعميم الوسائل السمعية والبصرية في فصول التعليم في كل القرى وهكذا.

ومما سبق يتبيسن لنا بدون أدنى شك أن علـــم الإحصاء قد نشأ ونما

وتوسعت صلاته بكل نواحي الحياة اليومية ليلبي متطلبات هذه الحياة من خلال إحصاء الدولة للبيانات الخاصة بالسكان وعددهم. وعلى مستوى الأفراد نجد في حياتنا اليومية أيضاً أن الفلاح والتاجر والصانع الحرفي يعتمد في نشاطه العملي اليومي على ملاحظاته الشخصية وعلى ما يسجله في كل لحظة، أو من حين لحين في نوتة جيبه من معلومات في شكل أرقام، وإذا كان أمياً لا يعرف القراءة أو الكتابة فإنه يعتمد على ذاكرته العقلية. ولكن بنشأة الصناعة والتجارة وتركزها في أماكن معينة لتخدم آلافاً من الناس لا أفراداً صغيرة لا يمكن الاعتماد على هذه الوسائل البدائية التي يعتمد عليها الأفراد كالعامل والفلاح والتاجر. بل يتم إنشاء نظم للحسابات يتلوها إضافة الإحصاء إلى هذه النظم الحسابية. والإحصاء بهذه الصورة لا يحل محل الحسابات ولا يلغيها ولكنه يكملها فقط فوظيفة الحسابات القيسام بحساب نتائج النشاط الاقتصادي للمؤسسة كللأرباح والخسائر أما الإحصاء فهو يتابع النشاط الاقتصادي كبيع السلع المختلفة.

فوائد الإحصاء: الأمية كمثال

ومن خلال كل ما سبق نستطيع القول بأنه يمكن الاستفادة من الإحصاء في مجال الأمية كمثال وما يرتبط بها من مشكلات سكانية وذلك لأن الإحصاء (*).

١ - تفيد في تنظيم وتوضيح الوضع بالنسبة للأمية في جميع البلاد العربية قبل
 و بعد تنفيذ التوصيات الخاصة بمحو الأمية والصادرة عن المؤتمرات التي
 يعقدها المهتمون ببحثها ودراستها.

^(*) عن محاضرة ألقاها المؤلف في دورة الإحصاء التي عقدتها المنظمة العربية للعلوم (جهاز محو الأمية) محو الأمية محو الأمية في العالم العربي.

- ٢ ـ تفيد في توضيح ومقارنة نسبة الأمية في البلاد والدول المختلفة سواء أكان ذلك بشكل عام أو بشكل أكثر تخصصاً كان تتم المقارنة بين الذكور والأناث في كل بلد على حدة وفي كل بلد بالنسبة للبلاد الأخرى.
- ٣ ـ تفيد في عمل التقديرات المخاصة بعدد السكان في فترة زمنية لاحقة وذلك بالاعتماد على معدلات المواليد والوفيات واستخراج معدلات الزيادة السكانةي من ذلك. ومن خلال تلك التقديرات يمكن حساب نسبة الأميين إلى عدد السكان الذي تم الوصول إليه من هذه الدراسات الإحصائية.
- ٤ ـ لكي تتمكن المدولة من وضع الاحتياطات الكفيلة بمحو الأمية فإنه لا يتم لها ذلك بسهولة إلا من خلال معرفة أعداد الأميين في المناطق المجغرافية وذلك لتحديد مناطق انتشارهم لتخطيط وإعداد برامج محو الأمية ولا يتأتى ذلك كله إلا من خلال الإحصاء والمعالجات الإحصائية.
- استخدام الأساليب الإحصائية في معالجة المعلومات التي تم جمعها عن السن التي يشملها الإلزام يمكن معرفة مدى التغير الذي حدث على مدى العمر الذي يشمله الإلزام في التعليم الابتدائي في مجموعة من الدول.
- ٦ ـ تساعد الإحصاء في معرفة الأسباب الشائعة والتي تتكرر مراراً وتقف وراء انتشار الأمية في البلاد.
- ٧ باستخدام المعالجات الإحصائية للاستبيانات والإجابة عليها يتمكن الباحثون من تحليل ومعرفة مدى توفر الوسائل والمعينات البصريسة كالخرائط والمصورات في كتب محو الأمية ليمكن من خلال هذا التحليل معالجة النقص في هذه النواحي.

ثانياً خطوات البحث الإحصائي

يمر البحث الإحصائي في عدد من الخطوات نجملها فيما يلي:

- ١ تحديد المشكلة وحجمها.
- ٢ ـ تحديد البيانات الضرورية لإلقاء الضوء على طبيعة المشكلة.
 - ٣ ـ وسائل جمع البيانات.
 - ٤ _ مصادر جمع البيانات.
 - العمليات القانونية لجمع البيانات.
 - ٦ .. دقة البيانات.
 - ٧ _ المراجعة الميدانية.
 - ٨ ـ المراجعة المكتبية للبيانات.

١ - تحديد المشكلة وأهميتها:

لا يجري بحث من البحوث لأي ظاهرة من الظواهر أو مشكلة من المشاكل إلا من خلال إحساس المسؤولين، بل والباحثين أنفسهم بالآثار المادية والبشرية لهذه المشكلة التي تنتشر في أرجاء المجتمع. ويعني بذلك أنه كلما ازدادت المشكلة واستفحلت كلما شعر بها الناس وتحركت الأجهزة المعنية لدراستها.

ويأخذ مسار البحث تحديدان هما:

التحديد الأول: خاص بأهم مشاكل المجتمع التي يجب دراستها قبل غيرها ويتم ذلك عن طريق مقارنة المعلومات المتوفرة عن الخسائر التي تنتج عن كل مشكلة سواء كانت هذه الخسائر مادية أو بشرية. ونوضح ذلك بالمثال التالى:

وطلب من أحد الباحثين أن يختار بين البدأ في دراسة ظاهرة رسوب التلاميذ في المرحلة الابتدائية ، أو في دراسة مشكلة العمال الصناعيين الذين يقعون في الحوادث أي: سيكولوجية الحوادث . ولكي يختار بين أي من هاتين المشكلتين للراستها ، يقوم أولاً بجمع البيانات والمعلومات الخاصة بالأموال التي تنفقها الدولة وتضيع هباءاً منثوراً في كل من هاتين الظاهرتين ، وعدد الأفراد والنسبة المئوية للذين يعانون منهما ، وتأثير كل ذلك في نهاية الأمر على الدخل القومي . وعلى أساس ذلك يستطيع الباحث تحديد المشكلة التي يبدأ بدراستها حسب النسبة المئوية للأفراد الذين يقعون فيها المشكلة التي يبدأ بدراستها حسب النسبة المؤية للأفراد الذين يقعون فيها (الحجم) ، والخسارة المادية التي تلحق بالمجتمع والمتمثلة فيما يتفق على التلاميذ من تعليم وخلافه .

أما التحديد الثاني: فيتعلق بتحديد عناصر المشكلة قبل بحثها لكي يعفي الباحث نفسه من الوقوع في الخطأ ومن أهم الجوانب التي يجب على الباحث القيام بها في هذا الصدد تحديد المفاهيم والألفاظ العلمية التي سيتم تناولها في البحث لأن ذلك من شأنه أن يبلور جوانب المشكلة التي سيتم دراستها في ذهن الباحث، وبذلك لا يكون هناك اختلافاً بين هذا الباحث وأي باحث آخر بالنسبة لتعريف مفاهيم البحث. ويجب أن تكون صياغة مفاهيم البحث مشتقة من خلال ما يتبع من عمليات في ملاحظتها أو قياسها أو تسجيلها، والمثال على ذلك ما أجري في بحث: أوضاع الأمية في البلاد العربية واستراتيجية مكافحتها، حيث جاء في تعريف الأمي في الجمهورية العراقية بأنه:

كل عراقي تجاوز الخامسة عشر ولم يتعد الخامسة والأربعين من عمره ولم يكن منتظماً بأية مدرسة ولم يصل إلى المستوى الوظيفي.

وعلى الرغم من وضوح التعريف السابق وضوحاً تاماً إلا أن البحث قد حدد أيضاً المقصود بالمستوى الوظيفي الوارد في هذا التعريف بأنه:

أ .. القدرة على قراءة فقرة من مخطوط أو مطبوع بفهم.

ب ـ القدرة على كتابة قطعة إملاء كتابة صحيحة .

جد _ القدرة على التعبير الكتابي عن فكرة أو أكثر تعبيراً مفهوماً.

د .. القدرة على قراءة الأعداد وكتابتها وإجراء العمليات الحسابية.

هـ ـ القدرة على تحسين عمله في مهنته.

و _ القدرة على إدراك حقوقه وواجباته ليستطيع الإسهام في تطوير مجتمعه .

وبالإضافة لكل ما سبق فإن على الباحث في مجال محو الأمية أن يضع تحديدات لعلاقة بحثه هذا بالنواحي الآتية:

١ ـ التعليم الابتدائي.

٢ ـ حجم السكان.

٣ _ مناهج محو الأمية .

٤ ـ وسائل الإعلام.

المعلمون القائمون على محو الأمية. . . إلخ.

وبهذا يستطيغ الباحث في مجال الأمية أن يحدد الحالات التي يجب دراستها لتحقيق الغرض من بحثه بحيث يقتصر في دراسته تلك على الأميين الذين ينطبق عليهم التعريف السابق.

والمثال الآخر عند دراسة موضوع كالذكاء Intelligence فعنذ بحث هذا الموضوع لا بد من القيام بتحديد المقصود بالذكاء كأن يكون مثلاً القدرة

على التعلم، أو القدرة على إدراك العلاقات، وتوضيح العوامل المرتبطة به من فطرة واكتساب أي العوامل الوراثية والبيئية. ويكون التحديد الإجرائي لمفوم الذكاء هو الأسلم للباحث وذلك بربط الذكاء بأداة قياسه فيعرف الذكاء بأنه: ما يقيسه اختبار الذكساء من نواحي كالمعلومات والمفردات والمتشابهات والفهم ورموز الأرقام والاستدلالي الحسابي وذلك حسب ما جاء في مقياس وكسلر بلفيو للذكاء.

٢ _ جمع البيانات الخاصة بالمشكلة:

بعد تحديد الباحث لمفاهيم البحث الأمر الذي أشرنا إليه فيما صبق يقوم بتحديد المعلومات والبيانات التي سيتم جمعها لمعرفة أبعاد المشكلة وإلقاء الضوء عليها.

وبالنسبة لمشكلة كالأمية فإن الباحث عليه أن يوفر البيانات الآتية ليستطيع دراسة هذه المشكلة:

- ١ بيانات عن تعريف الأمي في تشريعات محو الأمية.
- ٢ ـ بيانات عن سن الأمي كما حددت في تشريعات محو الأمية .
- ٣ ـ بيانات عن وضع وتوزيع الأمية في البلاد واللول التي سيشملها بحثه.
 - ٤ ـ بيانات عن نسب الأمية بين (الذكور والإناث في مناطق البحث).
 - بيانات عن تعداد السكان التقديري.
- ٦ ـ بيانات عن أعداد الأطفال المقبولين في المدارس ونسبتهم إلى من في سن الإلزام.
 - ٧ ـ بيانات عن التسرب من التعليم الإلزامي.
 بيانات عن التمويل وأوجه إنفاق الموازنة.
 - ٩ ـ بيانات عن الكتب الدراسية المستخدمة في محو الأمية .

وعن مشكلة أخرى كمشكلة العوامل النفسية المرتبطة بالوقوع في

الحوادث فإن على الباحث أن يوفر البيانات الآتية:

- ١ _ بيانات عن الوقت الضائع نتيجة الحادثة.
- ٢ _ بيانات عن أيام الغياب طوال وقت الإصابة.
- ٣ _ بيانات عن الخسائر المادية التي لحقت بالآلات والمواد والتي كانت مستعملة وقت الحادث.
- ٤ بيانات عن التعويض المادي الذي يصرف للعامل من هيئة التأمينات
 الاجتماعية.
- ه ـ بيانات عن نفقات التدريب المهني الذي يتم للعمال الجدد بدلاً من العمال المصابين.
- ٣ ـ بيانات عن أسباب الحوادث تؤخذ من بطاقة تحليل الحادثة والتي يجريها مشرف الأمن الصناعي وهذه البيانات مثل: عدم الانتباه والسرحان ـ التحدث مع الزملاء ـ التعب والإجهاد شدة درجة الحرارة ـ الأتربة والغازات ـ نقص الخبرة والتدريب ـ نقص الاستعداد والقدرة.
- ٧ ـ بينات خاصة بالمتطلبات العقلية والذهنية الخاصة بالعمل والتي تستخرج من استمارة تحليل العمل لاستخدام هذه المتطلبات في اختيار عمال جدد مناسبين للعمل.

٣ ـ وسائل جمع البيانات:

أ ـ استمارة البحث :

يقوم الباحث بجمع البيانات الضرورية للبحث بإعداد مجموعة من الأسئلة توضع فيما يسمى باستمارة البحث، وهي الوسيلة التي يتم من خلالها جمع هذه البيانات. وتعتمد هذه الوسيلة على قيسام الباحث بالاتصال الشخصي بالمبحوثين من أفراد العينة أي إجراء مقابلة شخصية معهم يوجه إليهم فيها الأسئلة التي باستارة البحث، ويتولى بنفسه ملء البيانات من واقع

ما يدلى به المبحوث من إجابات على الأسئلة التي في الاستمارة المخصصة لذلك وقد يرسل الباحث في بعض الأحيان مندوبه للاتصال الشخصي بالمبحوثين.

ويلجا الباحث عندما يتعذر الاتصال بالمبحوثين إلى أخذ عينة من دليل التليفون وإرسال الاستمارة إليهم بالبريد ليتم جمع المعلومات عن طريق التسجيل الذاتي، وفيها يترك للمبحوث أن يكتب البيانات المخاصة به في اسمارة البحث.

وقد يقوم الباحث أيضاً بنشر «استمارة البحث» في مجلة من المجلات أو صحيفة من المححف، وقد تعرض على المبحوث عن طريق التليفزيون (*) أو السينما وبعد الإجابة على الأسئلة يقوم المبحوث بإرسال البيانات إلى عنوان الباحث أو المؤسسة التي تقوم بالبحث عن طريق البريد أو عن طريق مندوبين يمرون على الناس في منازلهم (**).

وفي بعض الأحوال يمر الباحثون على منازل وبيوت المبحوثين من أفراد العينة ويتركسون لهم اسمارة البحث وبها التعليمات الخاصة بملء الاستمارة ليقوموا بأنفسهم بملئها ثم إرسالها بعد ذلك بالبريد إلى الجهة التي تقوم بإجراء البحث.

مزايا وحيوب الطرق السابقة:

و بطبيعة الحال فإن لكل طريقة من السطرق السابقة الخاصة بجمع البيانات مزايا وعيوب. فقيام الباحث بنفسه بتوجيه الأسئلة للمبحوث تمكنه

 ^(*) كما يحدث في الاستفتاء الذي تجريه الإذاعة سنوياً للتعرف على رغبات الجمهور وآرائهم بالنسبة لبرامجها.

^(**) كما يحدث في التعداد العام للسكان حيث يتم فيه حصر بيانات تستخدم في التخطيط لوضع حلول لمشاكل الجماهير.

من أن يوضح ما يريد المبحوث أن يستفسر ويسأل عنه. عندما يلتبس عليه الأمر بالنسبة لأحد الألفاظ أو لأحد العبارات، وبشرط أن لا يؤثر هذا التوضيح في المبحوث فيجعله يغير رأيه الأصلي. أما طريقة التسجيل الذاتي أي قيام المبحوث نفسه بالإجابة على أسئلة الاستمارة فهي تعتبر من الناحية الاقتصادية أقل نفقة من طريقة الاتصال الشخصي، كما أنها بالإضافة لذلك تعطي الفرصة للمبحوث بأن يقوم بالإجابة على الأسئلة بدقة تامة لتوفر الوقت السلازم لذلك، وفي نفس الوقت فإن هذه السطريقة تلغي تأثر المبحوث بالباحث عند الإجابة علمي بعض الأسئلة الحساسة والتي تمس حيساته بالباحث عند الإجابة علمي بعض الأسئلة الحساسة والتي تمس حيساته النواحي الجنسية. لكن من عيوب هذه الطريقة أن بعض المبحوثين قد لا يجيبون على أسئلة الاستبيان أو يرسلون إجاباتهم إلا بعد انتهاء إجراء التحليلات الإحصائية للبحث مما يترتب عليه أن لا تكون لإجاباتهم أية قيمة، هذا إلى جانب أن هذه الطريقة قد لا يمكن تعميمها في الدول التي تنتشر فيها نسبة الأمية.

أما طريقة الاتصال الشخصي فهي إلى جانب ما سبق تمتاز بانها تستخدم مع المتعلمين وغير المتعلمين لأن الباحث هو اللذي يقوم بقراءة السؤال وما على المبحوث إلا أن يجيب على السؤال ويقوم الباحث مرة أخرى بتسجيل إجابة المبحوث كتابة ، كما أن الباحث في هذه الطريقة يستطيع أن يسجل رأيه وانطباعاته وملاحظاته عن طريقة وأسلوب المبحوث في الإجابة ومدى تعاونه وإجابته على الاسئلة بجدية أم لا.

ب ـ الملاحظة:

تستخدم الملاحظة أيضاً في جمع المعلومات والبيانات الخاصة بالبحث وتعتبر الملاحظة أول مرحلة من مراحل البحث الإحصائي وتتلخص الملاحظة في القيام بجمع المعلومات الإحصائية اللازمة لاتخاذ أي قرار. وتجري الملاحظة طوال الوقت أو عقب حدوث الظاهرة مثل تسجيل المواليد والوفيات والزيجات وحالات الطلاق ولكي يكون تسجيل الملاحظات مضبوطاً ودقيقاً يجب أن تتوفر مجموعة من الشروط مثل:

- ١ ـ يجب أن يتم التسجيل في الوقت المناسب فيسجل الحدث أو الظاهرة وبين التي حدثت فور حدوثها حتى لا يمر وقت طويل بين وقوع الظاهرة وبين تسجيل الملاحظة الخصة بها إذ يترتب على عدم توفر هذا الشرط تسجيل ملاحظات غير دقيقة.
- ٢ ـ يجب إلزام الأفراد الذين تتوفر لديهم البيانات أو تحدث بينهم الظاهرة
 بتسجيل هذه البيانات فمثلاً يجب على الأباء أن يقوموا بتسجيل مواليدهم
 الجدد فور حدوث ذلك.
- ٣ ـ يجب توفر مراكز تسجيل هذه الأحداث في جميع أرجاء البلاد لتوفير
 وتسهيل عملية التسجيل على المواطنين.

وهناك نوعان من الملاحظة: الملاحظة المقصودة العلمية والملاحظة غير المقصودة الطارثة أو العابرة وأوجه الاختلاف بين هذين النوعين من الملاحظة يتمثل فيما يلى:

- ١ تستخدم في الملاحظة العلمية المقصودة الأجهزة والأدوات العلمية كتلك التي تستخدم في ملاحظة سلوك الأطفال أو في تقييم برامج محو الأمية. والجهاز المستخدم في الملاحظة وشائع في مثل هذه الحالة هو الشاشة ذات الوجه الواحد هذا في حين أن الملاحظة غير المقصودة لا تستخدم فيها أجهزة أو أدوات.
- ٢ ـ في الملاحظة العلميــة يحدد الباحث هدفه منذ البدايــة ويحدد أيضاً

البيانات والمعلومات التي يرغب في القيام بجمعها أما في الملاحظة غير المقصودة فهي تكون ملاحظة عابرة.

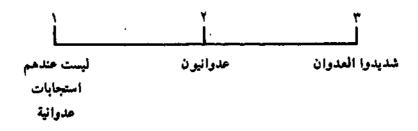
٣ ـ تسير الملاحظة العلمية على مدى خطوات محددة ومعروفة منذ البداية
 تتضمن جمع دقائق وتفاصيل الحدث.

٤ ـ يقوم الباحث في الملاحظة العلمية ـ كما سبق أن بينا ـ بتدوين ملاحظاته
 أولاً بأول حتى لا تتأثر البيانات بعامل النسيان .

ويضاف لهذين النوعين من الملاحظة (المقصودة أي العلمية وغير المقصودة أي العابرة) نوع ثالث من الملاحظة يستخدم في جمع البيانات تسمى بالملاحظة الميدانية وهي الملاحظة التي يستخدمها الباحث لمعرفة تقاليد وقيم وعادات وطرق التربية في الأسر المختلفة، حيث ينتقل الباحث بنفسه إلى هذه الأسر ويقوم بتسجيل ملاحظاته في البيئة نفسها.

والباحث في دراسته الميدانية يعتمد على الملاحظة أي ملاحظة سلوك الأفراد أو الجماعة التي يقوم بدراستها في المجال اللذي يعيش فيه هؤلاء الأفراد أو تلك الجهاعة. والباحث في هذه الحالة قد يستخدم ميزاناً لتقدير Rating Scale ملاحظاته Observations فإذا أراد مثلاً دراسة السلسوك العدواني لدى مجموعة من الأطفال فإنه يستخدم الميزان الآتي:

التعليمات: ضع علامة / تحت الصفة التي ترى أنها تنطبق على الطفل:



وهو يستطيع من خلال هذا الميزان أن يحول الأوصاف اللفظية (ليست عندهم استجابات عدوانية _ عدوانيون _ شديدوا العدوان) إلى أرقام وقيم كمية (١-٢-٣) يمكن إخضاعها للمعالجات والتحليلات الإحصائية .

جـ الوسائل الموضوعية:

كاختبارات الذكاء والشخصية وليس مجال الكلام عنها هنا.

٤ _ مصادر جمع البيانات:

يتفق جميع الباحثون والإحصائيون على أن هناك مصدران أساسيان يستخدمان في جمع البيانات الخاصة بأي بحث من البحوث وهما:

أ- المصدر التاريخي.

ب ـ المصدر الميداني،

أ.. المصدر التاريخي:

وتنقسم المصادر التاريخية إلى قسمين القسم الأول يطلق عليه اسم المصادر الأولية، والقسم الثاني يطلق عليه اسم المصادر الثانوية، وتتمثل المصادر الأولية في المصادر التي تقوم بنشرها نفس الهيئة التي قامت بجمع البيانات وأشرفت على هذا الجمع. أما المصادر الثانية فهي نفس البيانات السابقة المجموعة عن المصادر الأولية لكن قامت بعرضها هيئة أخرى غير التي قامت بجمعها، وكأن يتم كذلك عرض هذه البيانات في أحد الكتب أو المؤلفات العلمية أو المجلات أو الدوريات أو الاستشهاد بها في الأبحاث.

ب-المصدر الميدأني:

ويقوم فيه الباحث بإجراء بحثه في الميدان الذي تتم فيه الطاهرة أو السذي يحدث فيه الحدث، ويلجأ الباحث لذلك عندما لا تفيد المصادر

التاريخية في الحصول على البيانات الخاصة بموضوع البحث أو حيـن لا تكفى هذه البيانات بالغرض الذي يهدف إليه البحث.

ه _ الشروط الواجب مراعاتها في جمع البيانات:

يراعى في جمع البيانات عدة شروط منها:

أ ـ دقة جمع البيانات:

- ١ ـ يجب على الباحث أن يتأكد من أن العينة التي تم جمع البيانات عنها قد
 تم اختيارها طبقاً للشروط والقواعد المعمول بها في اختيار العينات.
- ٢ ـ على الباحث أيضاً أن يتأكد من دقة عملية المراجعة التي أجراها
 المختصون على المعلومات التي تم جمعها وخاصة ما يتعلق بالجدولة
 والطبع وعمل الرموز اللازمة.
- ٣ ـ تأكد الباحث من توفر شروط إعداد الاستمارة ومن صحة صياغة الأسئلة
 الموجهة للمبحوثين.
 - ٤ _ التأكد من عدم تحيز الأسئلة.
 - ه _ التأكد من تدريب جامعي البيانات تدريباً كافياً.
- ٦ عند استخدام المصادر الثانوية يجب التأكد من مطابقتها للمصادر الأولية
 وعدم وجود أخطاء أو تغيير بها.

ب مراجعة البيانات:

لكي يتوفر إجراء البحث في ظروف سليمة ومضبوطة وعلمية لا بد من القيام بعمل مراجعة للبيانات التي تم جمعها. ويتم ذلك على النحو الآتي:

١ - تتم مراجعة الإجابات الخاصة بالمبحوثين وذلك لاستكمال الإجابات

- على الأسئلة التي نسي المبحوث الإجابة عليها وذلك بإعادة الاستمارة إليه لملئها مرة ثانية.
- ٢ ـ اكتشاف ما في البيسانات من أخطاء غيسر متعمدة مثل عمر المفحوص
 والذي يتم معرفة صحته بطرح تاريخ الميلاد من تاريخ الاختبار.
- ٣ ـ عمل الإجراءات أو العمليات الحسابية المطلوبة والتي لا يمكن تكليف المبحوث القيام بها.
- ٤ قد يؤجل الباحث القيام بملأ بعض البيانات أمام عينة البحث ولذلك لا بد من مراجعة الاستمارة لكتابة مثل هذه البيانات وذلك لبسهل عمل جداول معالجة بيانات البحث.
- ه. إذا كان سيتم معالجة البيانات عن طريق الحاسب الالكتروني فإنه يلزم عمل الإجراءات التي تسبق مثل هذه المعالجات فتراجع الاستمارة لإعطاء بياناتها المختلفة الرموز والعلامات الخاصة بدلك ليسهل على معدي برامج الكمبيوتر عمل التثقيب اللازم للكروت.

٦ ـ عينة البحث:

كلما استند الباحث في اختياره لعينة بحثه على الأسس العلمية السليمة في اختيار العينات كلما توصل لنتائج موضوعية تعكس بصورة واقعية المشكلة موضوع البحث وتشخص أبعادها تشخيصاً دقيقاً بحيث يمكن تقديم الحلول المفيدة. وبصورة عامه فإنه يقصد بالأساس العلمي أن تكون العينة التي سيتم إجراء البحث عليها مراعياً فيها خصائص المجتمع الأصلي وبالنسب المتعارف عليها فيما يتعلق بكل خاصية من هذه الخصائص: كالسن بفئاته المختلفة، والجنس (ذكور _ إناث)، ودرجة التعليم من أمي حتى التعليم العالمي، والريف والحضر والأماكن القريبة والأماكن البعيدة،

٧ - استخدام الاستبيانات كأداة أساسية لجمع البيانات والمعلومات.

أ - تصميم الاستبيان:

بعد أن يقوم الباحث بتحديد مفاهيم بحشه وبتحديد البيانات والمعلومات التي ستتضمنها دراسته يعمل على إعداد استبيان يتكون من مجموعة من الأسئلة تدور حول هذه البيانات والمعلومات (كالعمر ودرجة التعليم والمستوى الاقتصادي الاجتماعي والحالة الزواجية والمسكن والملبس وأسباب الحوادث وأسباب الأمراض النفسية . . . إلى ويوجه هذه الأسئلة لأفراد عينته من المبحوثين .

وعملية القيام بتصميم الاستبيان تتطلب من القائم به دراية وخبرة بالعلوم التي تهتم بدراسة سلوك الإنسان كالتفكير والانفعال والاتجاهات والميول وهده العلوم هي: علم النفس وعلم الاجتماع وعلم النفس الاجتماعي والقياس النفسي . . . إلخ وبالإضافة لدراسته لتلك العلوم السابقة لا بدأن يتدرب في أحد الهيئات العلمية المعترف بها على القيام بإعداد وتصميم الاستبيان .

وفي إعداد الباحث للاستبيان لا بدأن يضع في اعتباره أن تكون صورة الاستبيان صادقة حتى تثير اهتمام المبحوث وتجذبه لملء البيانات مما يترتب على ذلك في نهاية الأمر تيسير مهمة الباحث نفسه. ويلجأ كثير من الباحثين إلى أن يرفقوا بالاستبيان قائمة بها تعليمات الاستبيان وتعريفاً بالموضوعات والمفاهيم التي تساعد الباحث والمبحوثين في نفس الوقت إلى ملء الاستمارة ملئاً صحيحاً دقيقاً. وقد تنضمن القائمة إلى جانب ما سبق ما يأتي من نواحي:

١ ـ الغرض من البحث.

٧ ـ الجوانب والموضوعات التي تتناولها الأسئلة.

- ٣ الأفراد القائمون بجمع البيانات.
- ٤ ـ الباحثون المحللون لنتائج البحث.
 - تاریخ وفترة جمع البیانات.
- ب النواحي التي تراعي في تصميم الاستبيان.

١ ـ السهولة وعدم الغموض:

أي يجب أن تكون الألفاظ والكلمات والعبارات أو الجمل الموجودة في السؤال بسيطة وسهلة ومعروفة وليست غريبة أو غامضة بالنسبة للأفراد الذين يطبق عليهم البحث. وعلى سبيل المثال لا يجب أن تشتمل أسئلة الاستبيان الذي يطبق على مبحوثين يعيشون في المدينة على ألفاظ وكلمات شائعة في الريف كما أنه لا يجب كذلك أن تتضمن أسئلة الاستبيان المذي يطبق على مبحوثين يعيشون في الريف على كلمات وألفاظ شائعة في المدينة.

ومن الأسئلة الغامضة سؤال الباحث لأفراد عينة البحث عن رأيهم في وصول الأمريكان للمريخ؟ فإن الباحث في هذه الحالة سوف يجد في إجابات الأفراد عند تفريغه لها أن الإجابات ستكون عامة وعلى النحو الآتي:

هاثل ـ راثع ـ جميل ـ عظيم ـ أحد أحداث التاريخ ـ اختراع من الاختراعات العلمية ـ تقدم علمي ـ نصر للأمريكان والمعسكر الغربي .

أما لو قدم الباحث وصاغ السؤال بصياغة محددة كأن يكون السؤال السابق على النحو الآتي:

(إن وصول الأمريكان للمريخ قد قلل من احتمال قيام الحرب ـ ما
 رأيك في هذا؟».

أجب على السؤال السابق بوضع علامة / صح أمام أحد العبارات الآتية التي تعبر عن رأيك؟

(أ) موافق ()

(ب) غیر موافق ()

(ج) محاید

٢ ـ عدم التحيز:

أي يجب أن لا تتضمن أسئلة البحث عبارات أو ألفاظ من شأنها أن تجعل المجيب على السؤال متحيزاً عند إجابته عليها. كالسؤال الموجه للطلبة عن رأيهم في الامتحانات وإلغاء هذه الامتحانات وكالسؤال الموجه للمسلمين عن رأيهم في الإسلام والإجابة على السؤالين معروفة مسبقاً.

٣ - تجنب الأسئلة التي تؤدي للإيحاء:

وهي الأسئلة التي تتضمن في نفس الوقت الإجابة عليها كأن يوجمه للمبحوثين السؤال الآتي:

«هل تريد العمل في العراق وهي البلد الشقيق؟».

أو «هل تغيبت عن العمل بسبب ذهابك للطبيب؟».

ويلاحظ على السؤالين السابقين أنهما لم يتيحا للمبحوث سوى احتمال واحد للإجابة أي الإيحاء إليه بإجابة معينة ومن الأفضل أن تتعدد الاحتمالات لكي تتعدد بالتالي الإجابات. كذلك من المحتمل أن يتدخل الإيحاء في الأسئلة إذا وجهت للمبحوثين في فترة معينة من الزمن تكثر فيها حوادث الطائرات وكثرة عدد الموتى في هذه الحوادث فيوجه السؤال الآتي في الاستبيان:

«ما رأيك في السفر بالطائرات؟».

٤ - تجنب توجيه الأسئلة الحساسة التي تمس الحياة الخاصة للفرد:

وهني تلك الأسئلة التنبي تلخل في صميم العلاقات الشسخصية والاجتماعية للمبحوثين وتعتبر تدخلاً أو تطفلاً على هذه العلاقات. وهذه الأسئلة تتناول النواحي الآتية:

العلاقات الجنسية _ العلاقات النسائية _ تعاطى المخدرات أو المسكرات _ الأجور والدخل.

ويمكن للباحث إعداد أسئلته بطريقة غير مباشــرة لكي يستــطيع المفحوص الإجابة عليها دون تكليف أو إحراج. كما يمكن أن يوجه أسئلته للمبحوث بعد أن تتم الألفة بينهما.

وإلى جانب النواحي السابقة هناك جوانب أخرى يجب أن تراعى عند عمل الاستبيان مثل: أن تكون أسئلة الاستبيان هي تلك الأسئلة الضرورية ويجب تجنب وجود أسئلة لا لزوم لها.

جــ مراجعة الاستبيان قبل التطبيق:

يراعى قبل الاستخدام النهائي للاستبيان ما يلي:

- ١ مراجعة أسئلة الاستبيان قبل تطبيقها بإجرائها على مجموعة من المبحوثين تتفق في خصائصها ومواصفاتها مع أفراد البحث النهائي وذلك للتأكد من مناسبة الأسئلة واحتمال القيام بحدف أو إضافة أو توضيح بعض الأسئلة بعد هذه المراجعة.
- ٢ ـ مراجعة دراسة الباحثين للاستبيان دراسة شاملة بحيث يكونوا عارفين
 معرفة تامة بالتعليمات التفصيلية.
- ٣ ـ يجب على الباحثين أن يراجعوا صحة تسجيل البيانات في الإستبيان
 وذلك من ناحية شمول التسجيل لجميع البيانات المطلوبة ومن ناحية

اكتمال ملء بطاقة الاستبيان والصفحة الحسابية للتسجيل.

عند مراجعة الاستبيان لا يعرض تصحيح الأخطاء المكتشفة بتصحيح ما هو واضح أنه خطأ أو بواسطة إعادة التسجيل. ويتبين الخطأ عندما يكون أحد المبحوثين قد أجاب على السؤال الخاص بالحالة الزواجية في الخانة الخاصة بالعمر. أو عندما تكون وظيفة المبحوث مدرساً أو مهندساً ونجده قد وضع في خانة السن (٥) سنوات فقط ومن الواضح أن الرقم الصحيح هو (٥٠) عاماً وأن المبحوث قد نسي وضع الصفر. ومن الواضح أنه يترتب على عدم مراجعة الاستبيان إلى زيادة أو نقص المعلومات المسجلة على حد سواء.

د .. تفريغ البيانات:

لا يمكن للباحث أو الدارس أن يفهم شيئاً من الاستبيانات قبل تفريغها لأنه بدون ذلك لن يتسنى له دراستها أو استخلاص النتائج أو تحليلها بالطرق الإحصائية المعروفة، وتفسيرها من خلال الدراسات الاجتماعية والاقتصادية والنفسية.

وللدلك فلا بد من أن يقوم الباحث بتجميع هذه البيانات المتناشرة المختلفة في شكل كلي متكامل بحيث يستطيع الباحث بمجرد النظر إليها استخلاص الحقائق التي يهدف إليها أساساً من إجراء البحث.

ويقوم الباحشون عادة بعد مراجعتهم للاستمارة من جميع الزوايا وتأكدهم عن صحة ما جاء بها بتفريغ المعلومات الموجودة في الاستبيانات في جداول التفريغ الخاصة بذلك.

مثال: تضمنت أحد أستلة استبيان من الاستبيانات هذا.السؤال:

«كم عدد الأميين في القرية؟»

وتم توجيه هذا السؤال للمسؤولين في ٩٥ قرية من قرى مصر فكانت الإجابة على هذا السؤال في كل القرى هي تلك الأرقام:

3.7	YVY	***	٥٣٥	144
**	184	۱۷۸	700	444
٤١٧	4.4	YVA	***	۱۸۸
414	178	400	۱۸۷	414
£ 4 1	107	797	41	AFF
441	17	440	441	4.8
4.0	714	717	**7	1 • \$ 4
797	100	٥٤	***	Y Yø
717	147	۱٦٣	771	701
**	777	150	۳.,	۸۷
***	۳۳	•1	1	*.4
101	١٨٨	177	717	144
٨٥	٧١٠	174	144	147
11.	75.	317	1/17	***
***	747	101	YOX	٤٤٧
0.4	184	711	1444	444
144	441	178	757	445
91.	441	Y04	440	4.5
70.	£££	***	11	YYA

وواضح أنه على الرغم من قيام الباحث بتضريخ هذه البيانات من الاستبيان إلا أنه لا يكتمل فهم هذه الأرقام إلا بتجميعها ووضعها في جداول على شكل مجموعات وذلك على النحو الآتى:

عدد القرى والتكرارات،	فنات عدد الأميين
٩	١٠٠ فما أقل
77	من ۱۰۱ ـ ۲۰۰
٤٠	من ۲۰۱ تـ ۳۰۰
٨	من ۳۰۱ ـ ٤٠٠
٤	من ٤٠١ ـ ٥٠٠
٨	٥٠١ فما فوق
10	المجموع

ثالثاً القيم وأنواعها

والباحث على النحو المذي رأيناه في الملاحظة (أرجع للملاحظة كوسيلة من وسائل جمع البيانات) يعطى لكل صفة من الصفات درجة من المدرجات فوجدناه يعطي لشدة العدوان ثلاث درجات، وللعدوان درجتان، وعدم وجود العدوان درجة واحدة، وهذه الدرجات في حد ذاتها تعتبر قيماً Values تخضع للمعالجة الإحصائية.

كما أن الباحث في الدراسات الميدانية أي الدراسات التي يعتمد فيها على مصادر ميدانية قد يستخدم أحد مقاييس الذكاء لو كان بصد دراسة الفروق في مستوى الذكاء بين البنين والبنات مشلاً، أو قد يستخدم أحد الاختبارات التي تقيس سمات الشخصية مثل القلق Anxiety أو الاكتئاب الاختبارات التي تقيس سمات الشخصية مثل العصاب Neuroses وعلاقته بالتوافق المهني في الصناعة. والباحث في كل هذه الأحوال يحصل على بالتوافق المهني في الصناعة. والباحث في كل هذه الأحوال يحصل على درجات كمية Raw score بالنسبة لكل فرد من الأفراد هي بمثابة درجات خام Raw score لأجزاء القادمة من الكتاب، ففي حالة استخدام اختبار اللذكاء يحصل الفرد على درجة تسمى نسبة الذكاء استخدام اختبار الشخصية يحصل على درجة خام كما أسلفنا.

١ _ القيم المتصلة:

وتسمى مثل هذه الدرجات التي تم الحصول عليها بالقيم أو الدرجات المتصلة .V Continuous V أي الدرجات التي لا يوجد فاصل حاد بينها وبين بعضها البعض، فلو طبقنا اختباراً على شخصين حصل أحدهما على ٥٠ درجة والثاني على ٥٥ درجة فإننا نتوقع أن يكلون هناك اتصال بين الدرجتين على النحو الآتى:

.(00)-04-04-01-01(01)

وليس ذلك فقط بل إننا نتوقع أيضاً أن يكون هناك اتصالاً بين كل درجة والدرجات الست الأخرى في المثال السابق فبين ٥٠، ١٥ يوجد ٥٠، ٩ ،٥٠، ٣ ،٥٠، ٢ ،٥٠، ٣ ،٥٠، ٨ ،٥٠، ٠٠ حتى ١٥٠ وهكذا يتضح لنا الاتصال على النحو السابق بين كل درجة والأخرى . ونجد مثل هذا الاتصال ، بشكل أدق لو أردنا قياس السمات الفسيولوجية والسرعة في الجري . . . إلخ .

٢ ـ القيم المنفصلة:

إلا أنه ينبغي أن نعلم أن دراسة الظواهر المتعلقة بالإنسان وبظروفه الاقتصادية والاجتماعية والنفسية لا تتضمن باستمرار هذا البعد المتصل Continuous dimension . فهناك الكثير من الجوانب أو النواحي التي لا يمكن قياسها قياساً كمياً على النحو السابق ونطلق على هذه النواحي أو الجوانب بالقيم المنفصلة .V Discrete V أن كل جأنب قائم بنفسه وبذاته ليس له صلة بباقي الجوانب أو النواحي . فإذا أراد باحث معرفة كل من الحالة التعليمية وتقديرات الكفاءة في العمل والحالة الاجتماعية لمجموعة من العمال يقوم بدراستهم نفسياً أو اجتماعياً فإنه يجد توزيع هذه الجوانب على النحو التالي:

وفي الكفاءة في العمل يجد	ففي الحالة التعليمية يجد هناك
التقديرات :	هذه القيم:
ممتاز جيد جداً جيد متوسط أقل من المتوسط ضعيف	 ١ - أمي: لا يقرأ ولا يكتب ٢ - يقرأ ويكتب ٣ - إبتدائية ٤ - إعدادية ٥ - ثانوية ٢ - جامعية ٧ - شهادات عليا

وليس ذلك فقط بالنسبة للحالة التعليمية والكفاءة في العمل بل فإنه يجد في بعض الفئات فئات أخرى ففي الثانوي يجد ثانوية عامة وثانوية صناعية وثانوية تجارية. وكما هو واضح يوجد عدم اتصال بين كل فئة أخرى فلا يوجد بين الأمي والذي يقرأ ويكتب نصف أمي أو يقرأ ويكتب نص نص وهكذا . . .

كما أنه في مثال الحالة الاجتماعية نجد هذه الفئات:

- ١ أعزب.
- ۲ _ متزوج .
 - ٣ _ مطلق .
 - ٤ ـ أرمل.

ويتضح لنا في ذلك المثال أيضاً الانفصال التام بين كل فئة والأخرى.

والخلاصة أن الباحث في مجال دراسته يجد نفسه بصدد نوعين من القيم: قيم متصلة وقيم منفصلة.

المتوزيع التكراري

1 - توزيع القيم توزيعاً تكرارياً: يعتبر التوزيع التكراري Frequency وسيلة لتجميع الدرجات المتقاربة في فثات أو تصنيفها في أقسام والتوزيع التكراري على هذا النحو يعطى صورة عن توزيع الصفة أو الظاهرة التي يقوم الباحث بدراستها والخصائص المختلفة التي تتميز بها.

ويوضح المثال الآتي هذا الكلام: قام باحث بدراسة للكشف عن القدرة على التذكر Remember لدى مجموعة من الأطفال عددهم خمسون طفلاً وكانت درجاتهم على النحو الآتى:

14	10	11	٦	٨
٦	٣	4	١.	17
٨	۱۸	۱۸	۲.	7
17	Y	17	10	10
19	1 &	4	17	١٤
*1	11	•	٨	14
10	1+	١٤	11	19
صفر	4	٦	14	صفر
14	17	17	17	٥
٧	14	17	١.	14

والدرجات السابقة بصورتها تلك لا تصلح في تفسير أو دراسة موضوع التذكر، لدى الأطفال على النحو السابق أو في معرفة مدى ملائمة اختبار التذكر الذي استخدمه الباحث لمستوى أعمار الأطفال.

٢ ـ الجدول المتكراري: ولهذا يلجأ الباحث إلى وضع هذه القيم في

جدول تكراري يتضمن عدة فئات كل فئة تحوي الدرجات المتقاربة في قيمها. ويشبه الجدول التكراري الفراز الذي يقوم بوضع البرتقال في عدة صناديق حسب حجم البرتقال فيضع مشلاً البرتقال الصغير الحجم في الصندوق الأول والبرتقال المتوسط الحجم في الصندوق الثاني والبرتقال الكبير الحجم في الصندوق الثالث وهكذا. ويتضمن الجدول التكراري ثلاثة أعمدة: العمود الأول خاص بالفئات، والعمود الثانث خاص بالتكرارات. وتتضمن الفئة حدين: الحد الأعلى للفئة والحد الأدنى للفئة بالتكرارات. وتتضمن الفئة حدين: الحد الأعلى للفئة والحد الأدنى للفئة ويطلق على الفرق بينهما بمدى الفئة أي المسافة أو البعد Distance بين بداية ونهاية الفئة ومدى الفئة (أو طول الفئة).

مدى الفئة : الحد الأعلى للفئة _ الحد الأدني للفئة + ١

أو هي الفرق بين الحد الأدني للفئة والحد الأدني للفئة التي تليها .

ونستطيع وضع الدرجات السابقة في جدول تكراري على هذا النحو متضمناً في أعمدته الثلاث: الفئات والعلامات والتكرارات:

التكرار (ك)	الملامات	الفثات
۲	//	صفر- ۱
4	11	٣- ٢
4	11	٤ ـ ٥
•	1111	,V-7
٦	M	9-1
٦	IM	1 - 1 -
٦	144	14-14
V	11 MM	10-18
Y	11 MM	14-14
o	1111	14 - 14
Y .	11	Y1 - Y+
6 +	التــكرارات عــ ك)	مجموع

ويلاحظ أن الباحث في إعداده للجدول التكراري عند استخدامه في توزيع الدرجات يتبع الخطوات الآتية:

- ١ قام بتحدید أعلى قیمة وأدنى قیمة وأعلى قیمة في المثال السباق
 (٢١) . . . وأدنى قیمة (صفراً) .
- ٢ ـ قام بعد ذلك بتصنيف الدرجات في مجموعة من الفئات كل فئة تشتمل
 على عدد من الدرجات المتقاربة في القيمة مع بعضها البعض.
- ٣ ـ قام في كل فئة بتحديد عدد الأطفال الذين يحصلون على درجات في اختبار التذكر على النحو الآتي:

كم طفل يحصل على درجة ما بين صفر ـ ١ فئة أولى.
كم طفل يحصل على درجة ما بين ٢ ـ ٣ فئة ثانية .
كم طفل يحصل على درجة ما بين ٢ ـ ٧ فئة ثالثة .
كم طفل يحصل على درجة ما بين ٦ ـ ٧ فئة رابعة .
كم طفل يحصل على درجة ما بين ٨ ـ ٩ فئة خامسة .
كم طفل يحصل على درجة ما بين ١٠ ـ ١١ فئة سادسة .
كم طفل يحصل على درجة ما بين ١٠ ـ ١١ فئة ثامنة .
كم طفل يحصل على درجة ما بين ١٢ ـ ١٣ فئة ثامنة .
كم طفل يحصل على درجة ما بين ١٦ ـ ١٧ فئة تاسعة .
كم طفل يحصل على درجة ما بين ١٦ ـ ١٧ فئة احدى عشرة .
كم طفل يحصل على درجة ما بين ١٦ ـ ١٧ فئة أحدى عشرة .
كم طفل يحصل على درجة ما بين ٢٠ ـ ١٧ فئة أحدى عشرة .
كم طفل يحصل على درجة ما بين ١٠ ـ ١٧ فئة أحدى عشرة .

مثلاً: الحد الأول من الفئة الأولى يبدأ من صفر وينتهي عند ١ واحد.

ت	ٺ	
حدود عليا	حدود دنیا	
١	صفر	صفر ـ
٣	۲	-4
٥	1	- £
v	٦ - ١	_٦
4	٨	
11	١.	-1.
۱۳	١٢	-17
10	18	-18
17	17	-17
14	١٨	- 14
۲۱	٧٠	_ 7.

٤ - عند تحديد عدد الأطفال في كل فئة يقوم الباحث بوضع علامة (/) لتعبر عن عدد الأطفال، وكل علامة تشير لطفل واحد وعندما يصل عدد العلامات إلى أربعة كالآتي: //// ويضاف إليها علامة خامسة فإنها توضع على الأربع علامات على النحو الآتي: ////. وتسمى هذه المجموعة من العلامات بالحزمة وتشير إلى مجموعة من الأفراد عددهم خمسة. ويلجأ الباحث لذلك تسهيلاً لعملية العد للتكرارات في النهاية ومنعاً للوقوع في الخطأ.

هـ يقوم الباحث بعد ذلك بترجمة هذه العلامات والحزم إلى أرقام لتوضع في العمود الأخير من الجدول التكراري وهو عمود التكرارات.

٦ ـ يتم جمع كل التكرارات الموجودة أمام الفثات ويجب أن يكون

مجموع التكرارات مساوياً لعدد الأشخاص (في مثالنا ٥٠ خمسين طفلاً). فإذا لم يكن مساوياً لعدد الأشخاص يقوم الباحث بمراجعة تصنيفه للدرجات مرة أخرى.

٧ ـ ويتفق معظم الساحثين على إعطاء رمـز ك للتـكرارات، مجـك لمجموع التكرارات، ف للفئة، ع للعلامات

٨ ـ يحسب مركز الفئة بجمع الحد الأدنى للفئة الأولى مع الحد الأدنى
 للفئة الثانية ويتم قسمة حاصل الجمع على اثنين على النحو الآتي:

مركز الفئة = الحد الأدنى للفئة الأولى + الحد الأدنى للفئة الثانية

٩ ـ ويتضح فيما يلي مراكز الفثات في المثال السابق:

مركز الفئة	حساب مركز الفثة	الفتة
,	صفر + ۲ = ۲ =	صفر ـ
۳ }	$= \frac{7}{7} = \frac{7}{7}$	_ Y
•	= 1 = 7 + 5	- ٤
v	$=\frac{1}{2}=\frac{\Lambda+1}{2}$	_٦
۹ ا	= 1 · · · · · · ·	- ^
11	= 1 /2 = 11 + 1 .	-1.
14	$=\frac{y'_1}{1}=\frac{1}{1}$	-14
١٥	= " = <u>17 + 18</u>	-11
17	= <u>1 </u>	-17
19	= \(\frac{\chi}{\chi} = 	- 14
71	$=\frac{\lambda}{\xi\lambda}=\frac{\lambda}{\lambda\lambda}+\frac{\lambda}{\lambda}$	- 4+

١٠ و يلاحظ في الفئة الأخيرة أنه قد تم جمعها مع الفئة المتوقع أن
 تكون بعدها (وإن لم يكن هناك درجة ٢٢ في المثال السابق) لحساب مركز
 هذه الفئة .

ولعله قد اتضح في الأذهان فائدة وقيمة توزيع الدرجات في جدول تكراري ففي المثال السابق تبينت لنا هذه الحقائق:

- ١ ـ أن معظم الأطفال قد حصلوا على درجات متوسطة في اختبار التذكر.
 فنجد أن عددهم يزداد أمام الفئات ٢، ٨، ١١، ١٢، ١٤، ١٧ أي أن
 عدد الأطفال الذين حصلوا على درجات بين ٢ ـ ١٧ يبلغ ٣٧ طفلاً.
- ٢ ـ أن مجموعة صغيرة من الأطفال قد حصلت على درجات منخفضة في الفئات صفر، ٢، ٤ فيبلغ عددهم في هذه الفئات ٦ ستة أطفال وهم الأطفال الذين حصلوا على درجات بين صفر ـ ٥.
- ٣ ـ أن مجموعة صغيرة أيضاً منهم قد حصلت على درجات مرتفعة أو على
 أعلى الدرجات أمام الفئتين ١٨، ٢٠ ويبلغ عددهم سبعة أطفال وهم الأطفال الذين حصلوا على درجات بين ١٦، ٢١.

وبهذا الشكل يتبين أن الجلول التكراري قد أعطى وصفاً لتوزيع درجات اختبار التذكر بين مجموعة من ٥٠ خمسين طفلاً كنا نعجز عن معرفته بدون ذلك.

٣-التكرار النسبي: لا يكتفي الباحث في وصفه لظاهرة من الظواهر بما توصل إليه من توزيعه للقيم الخاصة بها في الجدول التكراري. بل يحتاج إلى جانب ذلك أن يعرف نسبة كل تكرار مقابل لكل فئة إلى التكرار الكلي ويطلق على هذا التكرار بالتكرار النسبي.

التكرار النسبي = تكرار الفئة مجموع التكرارات

٤ - التكرار المتوي: وإلى جانب التكرار النسبي يحتاج الباحث إلى معرفة التكرار المثوي أي النسبة المثوية لكل تكرار مقابل لكل فئة من الفئات المختلفة في الجدول. فإذا أراد الباحث مثلاً معرفة النسبة المثوية للأفراد الذين حصلوا على درجات ما بين ٨ - ٩ في الجدول السابق قام بقسمة عدد التكرارات المقابلة لفئة هذه الدرجات على مجموع التكرارات وضرب خارج القسمة × ١٠٠ على النحو الآتى:

التكرار المثوي = تكرار الفئة مجموع التكرارات

وفي الفئة Λ_{-} في المثال السابق التكرار المثوي = $\frac{7}{10} \times 100 = 10$ ٪

مثال:

فيما يلي أجور مجموعة من العمال بإحدى الشركات عددهم ٥٠ خمسين عاملاً:

ويتضح في الجدول الآتي التوزيع التكراري والتكرار النسبي والتكرار المثوي لهذه الأجور:

التكرارالمثوي	التسكرار النسبي	4	العلامسات(ع)	فثات (ف)
%1	· , · ٦ = ٣	٣	///	-1.
%1A	· , \\ = 9	4	IIIII	-10
Z14	1,17 = A	٨	IIITH	- Y+
31%	\cdot , $1\xi = \frac{V}{0.1}$	V	11744	_ 40
XIY	٠,١٢= -	٦	1744	- 4.
٪۱۰	1,11=0	۰	· 1441	_40
%•A	+, +A = £	ŧ	1111	- 5 •
% •ኳ	·, · ٦ = $\frac{2}{3}$	٣	111	_ 10
%•€	$\cdot, \cdot t = \frac{y}{2}$	۲	77	_0.
%• Y	1,17=2	١,	/	_00
%• ¥	· , · Y = 1	١,	/	-71
%• Y	·,·٢=\frac{1}{0}.	١,	/	_70
7.1	محـك نسبي = ١	٥٠	` ج- ك	

ويلاحظ في الجدول السابق ما يلي:

١ ـ أن مجـك مساوياً لعدد العمال (٥٠) مما يدل على دقة حساب التوزيع .

٢ ـ أن مجـ ك النسبي واحد صحيح.

٣ ـ أن مجموع ك المثوي ماثة .

٤ ـ أضاف هذا الجدول بما تضمنه من بيانات جديدة عن التكرار النسبي
 والتكرار المتوي ملامح جديدة عما يريد الباحث دراسته تتمثل في:

أ ـ معرفة النسب المثوية للأفراد الذين يحصلون على درجة ما. فإذا أراد الباحث أن يعرف النسبة المثوية للأفراد الذين حصلوا على درجات عند الفئة ٣٥ وجد أن نسبيتهم ٨٪.

ب ـ يزيد من توضيح توزيع الأجور بين العمال. فيجيب الجملول

للباحث عن كثير من التساؤلات التي قد تتبادر إلى ذهنه مثل:

١ ــ ما هي النسبة المثوية للأفراد الذين يحصلون على أجور مرتفعة؟

٧ .. ما هي النسبة المثوية للأفراد الذين يحصلون على أجور منخفضة؟

٣ _ ما هي النسبة المئوية للأفراد الذين يحصلون على أجور متوسطة؟

وبطبيعة الحال فإن الإجابة على الأسئلة السابقة والتي توجد في المجدول توجه نظر المسؤولين بالشركة لمعرفة علاقة توزيع الأجور على النحو السابق بالكفاية الإنتاجية كالغياب عن العمل والتمارض والأداء في العمل والوقوع في الحوادث. بمعنى هل النسبة المشوية للأفراد اللذين يحصلون على أجور منخفضة كثيري الغياب والتمارض؟. فتقوم الشركة بتحسين أجورهم وحالتهم الاقتصادية للإقلال من غيابهم وتمارضهم . . . وبذلك نكون قد جنينا فائدة تطبيقية من مجرد توزيع أجور العمال ومعرفة النسب والتكرارات المئوية لذلك التوزيع .

التكرار المتجمع الصاعد والتكرار المتجمع النازل

١ - التكرار المتجمع الصاعد: يحتاج الباحث في كثير من الأحيان أن يحدد من خلال التوزيع التكراري نسبة عدد الأفراد الذين تقل درجاتهم أو تزيد عن حد معين.

وفي الحالة الأولى: أي عندما يريد الباحث معرفة نسبة عدد الأفراد الذين تقل درجاتهم عن حد معين فإنه في هذه الحالة يقوم بتحديد:

أ .. الحد الأعلى للفئة.

ب ـ التكرار المتجمع الصاعد.

جـ .. التكرار المتجمع الصاعد النسبي.

د _ التكرار المتجمع الصاعد المثوي.

وفيما يلي أحد الجداول التكرارية والتي تمثل درجات ٥٠ خمسين طالباً في اختبار الذكاء اللفظي Verbal Intelligence وقد وضح فيه الحد

ڭىتجىم صاھىدىئوي	كمتجمع صاعدنسسي	ك منجمسع صا ح سد	الحدالأعلى للفئة	التكرار	الفئسات
Ĺ	٠,٠٤	٧	٤٣,٥	Y	£4. F.
44	٠,٣٤	17	٤٧,٥	١٥	17-11
٧٤	٠,٧٤	٣٧	٥١,٥	٧.	01-11
44	٠,٩٢	£ %	00,0	4	00_07
1	١,٠٠	۰۰	. 04,0	٤	09-07
				٥٠	بع

الأعلى للفئة والتكرار المتجمع الصاعد والتكرار المتجمع الصاعد النسبي والتكرار المتجمع كالصاعد المئوي.

وسنقوم بتوضيح كل جزء من أجمزاء هذا الجدول وكيفية الحصول عليه:

۱ ـ بالنسبة للعمود الأول وهو عمود الفتات (ف) فقد سبق الكلام عنه وقد وضع به الحد الأدنى والحد الأعلى للفئة ليتسنى الحصول على الحد الأعلى للفئة (العمود الثالث) لمثل هذه التكرارات المتجمعة الصاعدة من خلالهما.

٧ ـ العمود الثاني وبه تكرارات الفثات.

٣ ـ العمود الثالث وبه الحد الأعلى للفئة وقد تم تحديد الحد الأعلى
 للفئة الأولى بإضافة نصف الفرق بين الحد الأعلى للفئة (وهو ٤٣) والحد

الأدنى للفئة الثانية (وهو ٤٤) إلى الحد الأعلى للفئة الأولى (٤٣) وينضح هذا الكلام فيما يلى:

وبعد حساب الحد الأعلى للفئة الأولى يسهل تحديد الحد الأعلى للفئة التالية وذلك بإضافة مدى الفئة (وهو هنا ٤) على المحد الأعلى للفئة الأولى فيصير الحد الأعلى للفئة الثانية ٥,٥٥ وللفئة الثالثة ٥,٥٥ وللفئة الرابعة ٥,٥٥ وللفئة الأخيرة ٥,٥٥ كما هو واضح من الجدول.

٤ ـ العمود الرابع به التكرار المتجمع الصاعد (ك متجمع صاعد). ويحسب التكرار المتجمع الصاعد بوضع التكرار المقابل للفئة الأولى ليكون أول تكرار متجمع صاعد في العمود الرابع وهو هنا التكرار المتجمع الصاعد ٢ ويشير لعند الأفراد الذين تقبل درجاتهم عن ٤٣٠٥، ثم يحسب التكرار المتجمع الصاعد للفئة الثانية بإضافة تكرارها إلى التكرار المتجمع للفئة الأولى. وهكذا يتم حساب التكرار المتجمع لباقي الفئات ويسير ذلك كما يلي:

ك متجمع صاعد	4	ف
Y+====	+ Y	£4- £ ·
17	+10	£Y_££
***	Y .	91 - EA
17	*	00_04
0.		09_07

ويشير التكرار للتجمع الصاعد ١٧ لعدد الأفراد الذين تقل درجاتهم عن ٥,٧٥. ويشير التكرار المتجمع الصاعد ٣٧ لعدد الأفراد الذين تقل درجاتهم عن ٥١,٥.

ويشير التكرار المتجمع الصاعد ٤٦ لعدد الأفراد الذين تقل درجاتهم عن ٥٥,٥٥.

ويشير التكرار المتجمع الصاعد ٥٠ لعدد الأفراد الذين تقل درجاتهم عن ٥٠٥٥، وهكذا.

ه ـ العمود الخامس وبه التكرار المتجمع الصاعد النسبي ويتم الحصول على هذا التكرار بقسمة التكرار المتجمع الصاعد لكل فشة على مجموع التكرارات. فمثلاً التكرار المتجمع الصاعد النسبي للفشة الأولى ٠٠, تم الحصول عليه كما يلى:

 $\frac{7}{10}$ = \$. . . والتكرار المتجمع الصاعد النسبي للفئة الثانية تم الحصول عليه كما يلي $\frac{7}{10}$ = \$ 1 , وهكذا .

٣ ـ العمود السادس وبه التكرار المتجمع الصاعد المثوي ويتم الحصول على هذا التكرار بقسمة التكرار المتجمع الصاعد لكل فئة على مجموع التكرارات مضروباً في مائة. . . فمثلاً التكرار المتجمع الصاعد المئوى للفئة الأولى يحسب كما يلى:

ويشير التكرار المتجمع الصاعد المثوي للنسبة المثوية لعدد الأفراد الذين تقل درجاتهم عن الحد الأعلى للفئة (في العمود الثالث) فمثلاً التكرار

المتجمع المثوي للفئة الأولى وهو ٤ يشير إلى أن النسبة المشوية للأفراد الله تقل درجاتهم عن ٤٣,٥ هي ٤٪ وهكذا. كما يشير التكرار النسبي لنسبة كل تكرار للتكرار الكلي.

Y - التكرار المتجمع النازل: رأينا في الكلام عن التكررا المتجمع الصاعد كيفية الاستفادة منه في البحوث المختلفة وتتركز تلك الاستفادة في معرفة عدد أو نسبة أو النسبة المثوية للأفراد الذين تقبل درجاتهم عن حد معين. ويحتاج الباحث بالإضافة إلى ذلك معرفة عدد، أو نسبة، أو النسبة المثوية للأفراد الذين تزيد درجاتهم عن حد معين ويكون ذلك من خلال التكرار المتجمع النازل وفي هذه الحالة يقوم الباحث بتحديد:

أ - الحد الأدنى للفئة.

ب ـ التكرار المتجمع النازل.

جـ ـ التكرار المتجمع النازل النسبي.

د ـ التكرار المتجمع النازل المئوي

وتطبيق هذا الكلام على الجدول التكرار السابق:

التكرار المتجمع النازل المثوي	التــكرارالمتجمع النازل النسيي	التكرار المتجمع الناز ل	الحد الأدنى للفئة	4	ن
1	1,	٥,	44,0	۲	£4.
17	٠,٩٦	٤٨	£٣,0	10	£V_ £ £
17	٠,٦٦	44	٤٧,٥	۲.	01-11
177	٣٣	۱۳	01,0	4	00_07
٠٨	۰,۸	٤	00,0	.	09-07

ويتضمن الجدول التكراري للتكرار المتجمع النازل نفس الأعمدة الموجودة في التكرار المتجمع الصاعدمع اختلاف في التسمية. ونوضح فيما يلي كيفية الحصول على البيانات الموجودة في كل عمود من الأعمدة السابقة:

١ ـ العمود الأول وبه الفئات حدودها العليا والدنيا.

٢ ـ العمود الثاني وبه التكرارات.

٣ ــ العمود الثالث وبه الحد الأدنى للفئات ويحدد الحد الأدنى للفئة بطرح نصف الفرق بين الحد الأعلى للفئة الأولى والحد الأدنى للفئة الثانية من الحد الأدنى للفئة الأولى ويتم حساب ذلك كما يلي:

الحد الأدنى للفئة الأولى = ٥,٠ - ١٠ = ٣٩,٥

ومتى تم تحديد الحد الأدنى للفئة الأولى على النحو السابق فإنه يتم تحديد الحد الأدنى لكل فئة بإضافة مدى الفئة للحد الأدنى للفئة السابقة فيكون الحد الأدنى للفئة الثانية هو 0, 0 + 3 = 0, 0 والحد الأدنى للفئة الثانية .

هو ٥, ٣٤ + ٤ = ٥, ٧٤، الحد الأدنى للفئة الرابعة. هو ٥, ٧٤ + ٤ = ٥, ٥٥، والحد الأدنى للفئة الأخيرة. هو ٥, ٥ + ٤ = ٥, ٥٥.

٤ ـ العمود الرابع وهو الخاص بالتكرار المتجمع النازل. ويتم حساب النكرار المتجمع النازل ابتداء من الفئة الأخيرة. فيكون التكرار المتجمع النازل للفئة الأخيرة هو نفس التكرار الأصلي لهذه الفئة. والتكرار المتجمع للفئة التي تليها (٥٢ ـ ٥٥) يكون بإضافة التكرار المتجمع النازل

للفئة السابقة (٥٦ ـ ٥٩) وهو ٤ إلى التكرار الأصلي لهذه الفئة وهو ٩ فيكون التكرار المتجمع النازل لهذه الفئة ١٣ وهكذا باقي الفئات ممكن أن يسير على النحو السابق والنحو التالى:

ك متجمــع ناز لـ	4	ن
۰۰ جـــــــــــــــــــــــــــــــــــ	± Y	£٣_£ •
٤٨	+10	٤٧ ـ ٤٤
YY	¥	٨٤ ـ ١٥
14-	+ 1	00_04
٤	+	04_04

والعمود الخامس ويشير إلى نسبة التكرار المتجمع النازل لكل فئة بالنسبة للتكرار الكلي فمثلاً التكرار الكلي فمثلاً التكرار المتجمع النازل للفئة الأولى وهو ٥٠ نسبة إلى التكرار الكلي أو ١٠٠٠٠ وهكذا ويتم حساب نسبة باقي التكرارات إلى التكرار الكلي.

٦ - العمود السادس ويشير إلى النسبة المئوية للتكرار المتجمع النازل في كل فئة ويحسب بقسمة هذا التكرار الكلي ثم يتم ضرب الناتج في مائة فمثلاً التكرار المتجمع النازل للفئة الأولى وهو ٥٠ يكون التكرار المتجمع النازل المئوي له $\frac{c}{c}$ × ١٠٠ = ١٠٠ وهكذا يتم حساب باقي التكرارات.

رابعاً توضيح المعلومات بالرسم

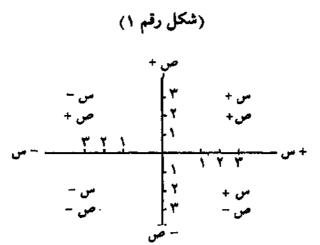
من خلال ما سبق عرضه عن الجدول التكراري تبين ما أضافه هذا الجدول من معرفة لم تكن في إمكاننا أو لدينا قبل إجراء هذا التوزيع . وبالإضافة لذلك نجد أن الباحث لا يكتفي بعرض المعلومات التي جمعها عن الظاهرة التسي قام بدراستها في جلول تكراري بل يقوم بتوضيح المعلومات باستخدام أسلوب آخر من أساليب التوضيح وهو الرسم . فالرسم يزيد من توضيح التوزيع أكثر من الاقتصار على الجدول التكراري وحده ، كما أن الرسم بالإضافة لذلك يعطي فكرة عامة عن توزيع القيم بمجرد النظر للرسم .

محاور تمثيل المعلومات بالرسم

يستعمل في الرسم التوضيحي أو البياني محوران متعامدان وهما: المحور الأفقي ويطلق عليه المحور السيني.

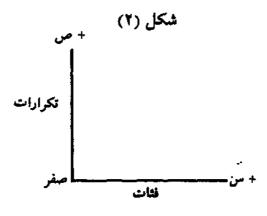
المحور الرأسي ويطلق عليه المحور الصادي.

ويتضح هذان المحوران في الشكل رقم (١) الآتي:



ولكل محور من المحورين السابقين طرفين أحدهما سالب والآخر موجب. كما أن منطقة التقاء المحورين هي المنطقة الصفرية التي يبدأ عندها توزيع الدرجات سواء كان ذلك بصورة موجبة (الطرف الموجب) أو بصورة سالبة (الطرف السالب).

ونظراً لأن أغلب موضوعات هذا المنهج «مبادىء الإحصاء» تقوم على أساس استخدام متغير واحد فقط One Variable فإننا لن نحتاج في توضيح المعلومات بالرسم سوى لجزء واحد فقط من أجزاء الرسم السابق وهو الجزء س +، ص + والذي يتمثل في الشكل رقم (٢)



ويتم وضع الفئات على المحور السيني، والتكرارات على المحور الصادي وفي العادة يكون تمثيل المعلومات بالرسم على ورق مربعات فتمثل كل فئة بواحد سنتيمتر أيضاً، لكن ذلك يتغير حسب علد الفئات وحسب أكبر تكرار في الجدول التكراري من جهة وحسب المساحة التي سيتم توضيح الرسم عليها من جهة أخرى.

طرق توضيح المعلومات بالرسم

هناك عدة طرق يستخدمها الباحثون لتوضيح المعلومات والبيانات ألتي يحصلون عليها من بحوثهم وهذه الطرق هي:

- 1 المضلع التكراري Frequency Polygon
 - Y ـ المنحنى التكراري Frequency Curve
- ۳ ـ المدرج التكراري Frequency Histogram
- 4 _ المنحنى المتجمع الصاعد Ascending Cumulative Curve
- _ المنحنى المتجمع النازل Descending Cumulative Curve
- ٣ ـ المنحنى الاعتدالي النموذجي. Normal Distribution Curve

١ ـ المضلع التكراري

يستخدم نفس الأساس السابق الكلام عنه في رسم المضلع التكراري. ونورد فيما يلي مثالاً لدراسة أجراها أحد الباحثين على مجموعة من تلاميذ التدريب المهني عددهم ٥٠ تلميذاً مهنياً Apprenticeship بهدف قياس مهارة الأصابع Finger dexterity باختبار أوكونر Oconer لمهارة الأصابع:

77 ۳۲ ۷۰ ٥٨ 09 77 OA OV OO 78 11 Y7 ££ 03 70 F3 VY AF YY 79 17 34 07 73 13 FT 00 OF V3 ٦. 41 29 ο£ 14 ٠٥ ٠٤ ٢٥ ٧٢ ٢٥

ويوضح الجدول الآتي توزيع هذه الدرجات والتكرار النسبي والتكرار المثوي لهذه الدرجات وذلك تمهيداً لرسم المضلع التكراري.

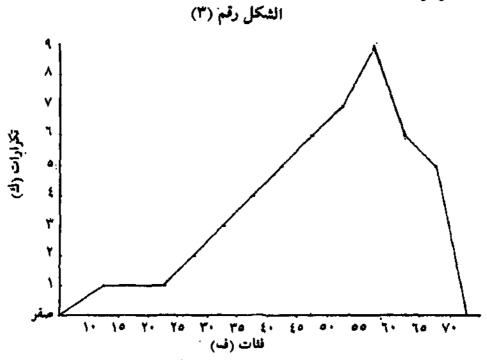
ك مئوي	ك نسبي	2	ع	د	
7.4	\bullet , \bullet $\Upsilon = \frac{1}{\alpha}$	١	/	-1.	
7. Y	· , · Y = 1.	١ ،	1	-10	
7/.Y	$\cdot, \cdot Y = \frac{1}{0}$,	/	- Y ·	
7.£	\cdot , \cdot	۲	//	_ Yo	
7.7	· , · ٩ = ٧	٣	1//	-4.	
7.A	· , · A = \frac{1}{0.}	٤	1111	_ 40	
7.11	· , \ · = - a ·	۰	411	- ٤٠	
7.14	·, \ Y = \frac{7}{0}	٦	1441	- 20	
7.18	\cdot , $1 = \frac{V}{2}$	٧	11411	_0.	
%1A	٠,١٨ = ٩	٩	111141	-00	
717	٠,١٢ = ٦٠,١	٦	1411	ـ ۲۰	
7.1 •	·, \ · = 0;	•	411	_ 70	
7.1	١,٠٠	٥٠	بجك		

ولتمثيل المعلومات السابقة في الجدول بيانياً يقوم الباحث بتحديد النواحى الآتية:

١ ـ عدد الفئات وهي في المثال السابق ١٢ اثني عشر فئة.

٧ - أكبر تكراز في الجدول هو التكرار ٩.

ويفيد تحديد هاتين الناحيتين في إعطاء كل فشة أو كل تكرار واحد سنتيمتر أو أكثر من ذلك. أو تمثيل كل تكرارين أو كل ثلاث تكرارات أو كل أربعة تكرارات أو كل خمس تكرارات بواحد سنتيمتر حسب المساحة. الموجودة.



ويلاحظ أنه قد اتبع في رسم المضلع التكراري الخطوات الأتية: ١ _ مثلت الفئات على المحور السيني (ف) والتكرارات على المحور الأفقي (ك).

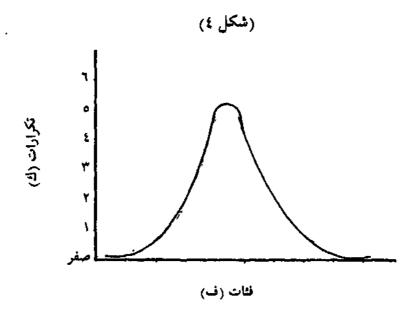
٢ ـ مثلت كل فئة بواحد سنتيمتر وكل تكرار بواحد سنتيمتر أيضاً.

٣ ـ وضعت نقطة حولها دائرة فوق منتصف الفئة (مركز الفئة). وأمام
 التكرار المقابل لهذه الفئة. والسبب في وضع النقطة في مركز الفئة وليس
 فوقها مباشرة هو أن التكرار موزع على مدى الفئة كلها.

٤ ـ تم توصيل النقطة بعضها بالبعض الآخر بخطوط مستقيمة ابتـداء
 من الصفر، وتم إسقاط النقطة التي تعبر عن آخر تكرار على الفئة التالية للفئة
 ٩٠ ـ وهي الفئة ٧٠ ـ .

أ ـ تعديل المضلع التكراري Smoothing of Polygon

نجد في الشكل (٣) أنه لا يتمشى مع المنحنى الاعتدالي النموذجي المنحنى الله لا يتمشى مع المنحنى الاعتدالي النموذجي Normal Distribution Curvue أي المنحنى الذي يشبه الجرس تقريباً وفيه توجد الأغلبية في الوسط وأقلية في كل من الطرفين كما يتضح في الشكل (٤) التالى:



ب . أسباب عدم تطابق المضلع مع المنحنى الاعتدالي:

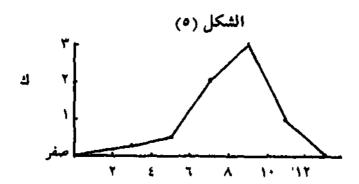
وينشأ عدم تطابق أو تقارب المضلع التكراري (أو المنحنى المدرج التكراري) من المنحنى الاعتدالي لعيوب في:

أ _ اختيار العينة Sample التي طبق عليها البحث.

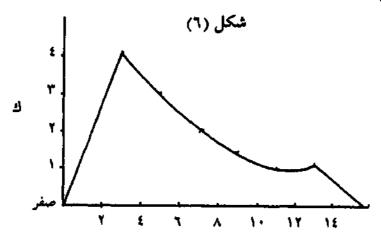
ب ـ الاختبار الذي طبق على أفراد العينة .

أ ـ العينة: فبالنسبة للعينة فمن المحتمل أن لا تكون ممثلة Representative تمثيلاً مناسباً للمجتمع الأصلي Population التي اختيرت منه، ولعدم اتباع القواعد المعروفة في اختيار العينات، أو لعدم استخدام أحد طرق الاختيار كالطريقة العشوائية Random sample حيث يتوفر فيها عدم التحيز Unbiased ، أو الطريقة المقيدة Controlled Sample والتي تكون فيها العينة مشروطة بشروط وبخصائص معينة، أو بطريقة العينة السطبقية Stratified Sample.

ب ـ الاختبار: أما بالنسبة للاختبار فمن المحتمل أن لا يكون مناسباً لمستوى تعليم وأعمار أفراد العينة فإذا كان الاختبار أقل من مستوى أفراد العينة توقعنا أن يجيب عليه معظم الأفراد إجابات سليمة وقلة منهم هم الذين يفشلون في حل أسئلة الاختبار ويحصلون علي درجات منخفضة ويكون مضلع (أو منحنى أو مدرج) توزيع الدرجات في هذه الحالة ملتوياً نحو القيم الكبيرة ويوصف بأنه سالب الالتواء Negatively Skewod كما في الشكل (٥).



أما إذ كان الاختبار أعلى من مستوى الأفراد (أي صعباً) فإننا نتوقع أن يحصل عدد قليل منهم على درجات مرتفعة وباقي الأفراد على درجات منخفضة ويكون مضلع توزيع الدرجات في هذه الحالة ملتوياً نحو القيم الصغيرة أي موجب الالتواء Positively Skewed كما في الشكل (٦).



جـ طبيعة الصفة المقاسة: وقد ينشأ العيب في المضلع لأن طبيعة توزيع السمة المقاسة أو الاتجاه المقاس في المجتمع تسير في هذا الاتجاه وعلى هذا النحو. فلو قام باحث بقياس الذكاء لدى مجموعة من ضعاف العقول Mental Defective فإن النتيجة تكون على شكل توزيع تكراري موجب الالتواء كما في الشكل (٤) لأن معظمهم سيحصلون على درجات منخفضة في الذكاء.

جـ استخدام المتوسطات المتحركة في تعديل المضلع.

وبناءاً على ما سبق، ونظراً لأن الباحث الذي يقوم بإجراء دراسة علمية تقابله كثير من الصعوبات والمعوقات التي تحول دون أن يقوم بضبط شروط وظروف بحثه أو تجربته ضبطاً تاماً، وخاصة وأن موضوع الدراسة نفسه وهو الإنسان يتغير من حين لآخر، ويعيش في عالم متغير متحرك لا نستطيع أن نصفه بالثبات أو الجمسود. لذلك يلجساً الباحسث إلى عمسل تسسوية نصفه بالثبات أو الجمسود عبارة عن إجراء تعديل للتوزيع لعزل العيوب التي به من التواءات أو تعدد القمم Multimodal Curve والتي نتجت كما سبق أن قلنا من تدخل عوامل لم يستطع الباحث أو المجرب التغلب عليها أو ضبطها من البداية.

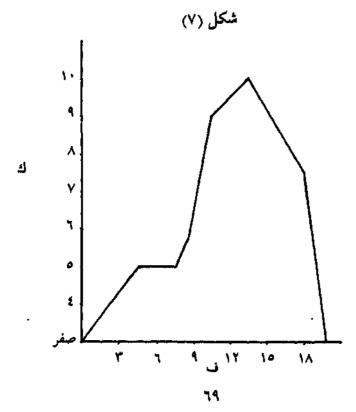
مثال لتعديل المضلع: أجرى باحث اختباراً لقياس القدرة على الفهم لدى مجموعة من الأفراد عددهم ٣٦ ستة وثلاثين فرداً فكانت درجاتهم كما يلي:

٩	1.	٧	٦	14"	1 \$	10	٧	١٥
۱٥	14	10	٥	۱۳	٧	11	٨	1.
١٤	١٤	11	۳	10	4	11	٣	11
١٥	10	۱۳	٤	11	1.	۱۳	٤	14

وأول ما نقوم بإجرائه هو توزيع القيم السابقة في جدول تكراري، وذلك بتحديد أدنى قيمة وأعلى قيمة، وأعلى قيمة هنا هي (١٥) وأدنى قيمة هي (٣). ونحدد مدى للفئة بثلاثة. وبذلك يكون الجدول التكراري لتوزيع الدرجات السابقة كما يلي:

<u> </u>	٤	ن
0	74	-4
	M	-7
٩	1111744	-9
١٠.	HH HH	-14
V :	11 1744	-10
44	ب د	· L

فلو قمنا بتمثيل الجدول السابق باستخدام المضلع التكراري لوجدناه كما في الشكل الآتي (رقم ٧) ويلاحظ عليه وجود قمتان كما أنه ملتوي التواء موجباً.



والأسلوب المستخدم في عملية تعديل المضلع السابق يطلق عليه اسم المتوسطات المتحركة Runing or moving average وسنقوم بتطبيق عملية التعديل هذه على المثال السابق ثم نذكر بعدها مباشرة الخطوات التي سرنا عليها.

ك بعد التعديل	المتوسطات المتحركة	ઇ	ن
-		(صفر)	
1,74 = 1,7	<u>صغر + صفر + ۵ _ ۵ _</u>	صفو	(صفو ـ)
4,44 = 4 1	۵ + صفر + ۵ <u>۱۰ - ۲</u> <u>۳</u>	•	-4
7,44= 4 <u>1</u>	= 19 - 9 + 0 + 0	a	-4
A = A, · ·	= <u>Y</u> = <u>1· + 0 + 4</u>	•	-4
A, 9V = A Y	$=\frac{Y7}{Y}=\frac{V+q+1}{Y}$	١٠	-14
a, 77 = a 7	۷ + ۱۰ + صفر <u>- ۷۷</u> = ۳	v	_10
7,44 = 4 1 4	<u>صفر + ۷ + صفر _ ۷ _</u> ۳	صفر (صفر)	(-14)
7"7		477	-¢

خطوات التعديل:

١ - تم عمل جدول تكراري تركت فيه خانتين في أعلاه وخانتين في أسفله (سطران في أعلى وسطران في أسفل الجدول).

٢ _ افترض وجود فئة _ في أول الفئات (صفر _) وفئة في نهاية الفئات
 ١٨ _) كما في العمود الأول من الجدول السابق .

وهذا الافتراض قائم على أساس تضمن العينة لأفراد حاصلين على درجات أدنى، وأفراد حاصلين على درجات أعلى مما في التوزيع الناتج عن الدراسة.

٣ ـ تم وضع تكرار قيمته صفراً أمام كل فئة من الفئتين الفرضيتين
 السابقتين كما في العمود الثاني من الجدول السابق أيضاً.

٤ ـ وضع في بداية ونهاية المجدول تكرارين صفريين آخرين. التكرار الأول قبل تكرار الفئة الفرضية صفر والتكرار الثاني بعد تكرار الفئة الفرضية ١٨٠ـ

ه ـ تم ابتداء من الفئة الفرضية الأولى (صفر ـ) جمع كل ثلاث تكرارات معاً وقسمة حاصل الجمع على ثلاثة وهو عدد التكرارات ويكون خارج القسمة وهو التكرار بعد التسوية فمثلاً في الفئة الأولى:

تم أخذ التكرار المقابل لها (صفر) والتكرار السابق (صفر) والتكرار التالي (٥) كما يلي:

الفئة صفر -
$$\frac{\alpha + \alpha + \alpha + \alpha}{\pi} = \frac{\alpha}{\pi} = \frac{\gamma}{\pi} = \gamma$$
 ا

ومن الفئة ٣ ـ تم أخذ التكرار المقابل لها مباشرة (٥) والتكرار السابق (صفر) والتكرار التالي لها (٥) كما يلي :

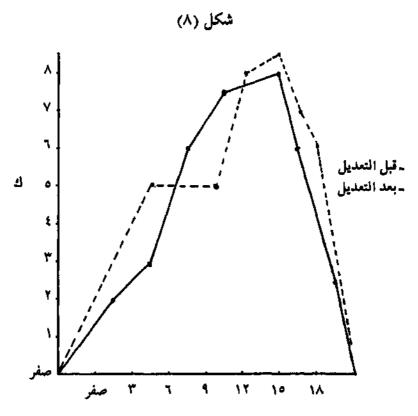
$$\Psi, \Psi = \Psi + \frac{1}{\Psi} = \frac{1 - 0 + 0}{\Psi} = - \Psi$$
الفئة $\Psi = - 0 + 0 + 0 = - \Psi$

٦ ـ يلاحظ تحويل الكسر الاعتيادي إلى كسر عشري لسهولة التعامل
 عند جمع التكرارات بعد عملية التسوية. ويتفق عند عملية التحويل هذه أن

يساوي الثلث في خارج القسمة ٣٣ , ٠ والثلثين ٧٧ , ١ ليكملا معاً واحد صحيح.

 ٧ ـ ويلاحظ أيضاً أن يكون مجموع التكرار بعد التعديل مساوياً للتكرار قبله، ويتم التغاضي عن الفروق الصغيرة.

٨ ـ يُرسم المضلع التكراري للتكرارات قبل وبعد التعديل في شكل واحد شكل رقم (٨) لنستطيع المقارنة بينهما في وقت واحد. ويلاحظهنا أنه
 لا بد من عمل حساب مسافات للفئتين الفرضيتين الفئة صفر ـ ، والفئة ١٨ ـ .



٩ ـ وهكذا يتبين من شكل (٨) أن المنحنى بعد التعديل قد تخلص من
 كثير من العيوب الموجودة به كالالتواء وتعدد القمم واقترب من المنحنى
 الاعتدالي النموذجي .

د ـ المقارنة بين توزيعين تكرارين باستخدام المضلع التكراري :

أحياناً يجري الباحث دراسته على أكثر من مجموعة مثل البنين، والبنات، والرجال، والإناث. . . إلخ. ويحتاج لعقد المقارنات المختلفة بين كل مجموعة وأخرى للكشف عن طبيعة توزيع الدرجات في تلك المجموعات.

ويلجأ الباحث للتوصل إلى ذلك إلى الرسومات البيانية لتعطيه فكرة سريعة عن ذلك أي عن الفرق بين المجموعتين في توزيع الصفة. إلا أن عينات الباحث لا تكون جميعها متساوية العدد، فهل يعقد مقارنة بين مجموعتين أحدهما عددها ٥٠ خمسون طفلاً والأخرى عددها ٥٠٠ خمسمائة دون أن يجري أي معالجات على التوزيع التكراري لهما؟ وسواء كان ذلك في حالة اختلاف العدد في المجموعتين بين توزيعين تكرارين أم في حالة عدم اختلاف.

وسنرى فيما يلي مثالين للمقارنة بين توزيعين تكرارين في كل حالة من هذه الأحوال:

١ ـ المقارنة بين توزيعين في حالة عدم تساوي مجموع التكرارات:

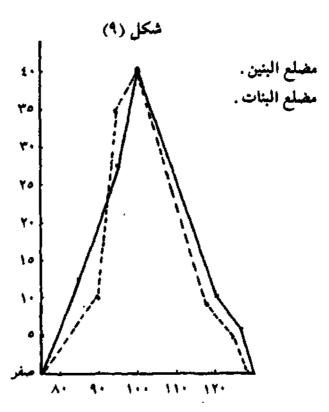
أجرى باحث اختباراً للذكاء على مجموعتين من البنين والبنات وعدد البنين ٢٥ طالباً، وعدد البنات ٢٠ طالبة فكان توزيع الدرجات كما في الجدول الآتي:

ولی (بنین)	المجموعة الأولى (بنين)		
% 7	<u> </u>	ن	
17 = 1 · · × 170	٣	- A+ ,	
$\forall A = 1 \cdot \cdot \times \frac{\forall}{\forall a}$	V	-4.	
$\xi \cdot = 1 \cdot \cdot \times \frac{1}{70}$	١٠.	-1	
$Y = Y \cdot \cdot \times \frac{\pi}{\pi o}$	۳ -	-11.	
$A = A \cdot \cdot \times \frac{A \cdot \circ}{A}$	۲ .	-17*	
مجك٪ ١٠٠	40	مجك	

لسانية (بنات)	المجموعة الثسانية (بنات)		
% 7		ٺ	
1. = 1 × 7.	۲	-1.	
$\Upsilon o = 1 \cdots \times \frac{V}{Y}$	٧	-4.	
$\xi \cdot = \gamma \cdot \cdot \times \frac{\Lambda}{\gamma}$	٨	-1**	
£ = 1 × Y.	4	-17.	
0 = 1 · · × 1.	1	-17.	
ب ن ۱۰۰٪	۲٠	عدك	

ويلاحظ أنه قد تم تحويل التكرارات في المجموعتين إلى تكرارات مثوية وذلك لكي يتم توحيد مجموع التكرارات فيهما وبعد ذلك تصبح المقارنة بالرسم بين المجموعتين ممكنة.

فيما يلي المضلع التكراري لكل من المجموعتين في رسم واحد وهو الشكل (رقم ٩) ليسهل المقارنة بينهما.



٢ ـ المقارنة بين توزيعين في حالة تساوي مجموع التكرارات فيه .

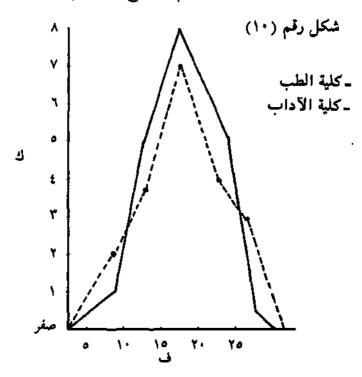
وفي الأحوال التي يجد الباحث نفسه إزاء عقد مقارنة بين مجموعتين متساويتين في مجموع التكرارات (أي في عدد أفراد العينة) فأنه لا يلجأ لتحويل التكرارات إلى تكرارات مثوية كما في الحالة السابقة، بل يقوم بعقد المقارنة بين المجموعتين ويستحسن أن يكون ذلك في رسم واحد لتسهيل عملية المقارنة.

ولتوضيح ذلك الكلام نضرب المثال الآتي:

ففي دراسة على مجموعتين متساويتين من طلبة الطب، وطلبة كلية. الأداب عن اتجاهاتهم نحو شعوب العالم قام الباحث بتسوزيع القيم والدرجات التي حصل عليها الطلاب في الجدول التكراري الآتي:

بجدك	_ 70	-4.	-10	-1.	_ 0	ف
7.	١	٥	٨	0	١ ١	ك طلبة الطب
٧٠ .	٣	٤	٧	٤	۲	ك طلبة الأداب

ويلاحظمن المجدول السابق أن مجموع التكرارات (مجـك) في كل من المجموعتين من الطلبة واحد وهو ٢٠ عشرون وكذلك ـ وكما سبق أن بينا ـ لا يلزم تحويل هذه التكرارات إلى تكرارات مشوية . ويبين الشكل (١٠) المقارنة بين المجموعتين باستخدام المضلع التكراري .



 فإنه لا يمكن المقارنة بينهما باستخدام مضلعين في رسم واحد وذلك لأن لكل مجموعة فثات تختلف عن المجموعة الأخرى ويقتضي ذلك عمل مضلع منفصل لكل منهما.

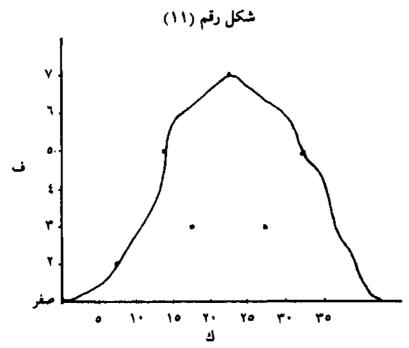
٢ ـ المنحني التكراري

المنحنى التكراري أحد وسائل تمثيل المعلومات والبيانات بالرسم . ولا يختلف المنحنى التكراري عن المضلع التكراري في طريقة رسمه إلا في حالة توصيل النقط الممثلة للتكرارات بعضها بالبعض الأخر. ففي حين يقوم الباحث بتوصيل النقط بعضها ببعض مستخدماً القلم والمسطرة في حالة المنحنى المضلع التكراري ودون أن يترك أي نقطة من النقط فإنه في حالة المنحنى التكراري يقوم مستخدماً القلم فقط بتوصيل النقط القريبة بعضها ببعض متغاضياً عن النقط البعيدة سواء كانت مرتفعة أو منخفضة . و بطبيعة الحال فإن الخطوط التي يقوم الباحث باستخدامها لتوصيل النقط بعضها ببعض تأخذ شكلاً منحنياً . والهدف من رسم المنحنى التكراري على هذا النحو هو إعطاء شكلاً منحنياً . والهدف من رسم المنحنى التكراري على هذا النحو هو إعطاء شكل التوزيع على وجه العموم وليس بصورة تفصيلية .

وفيما يلي أحد التوزيعات التكرارية لدرجـات ٢٥ طالبـاً في اختبـار المفردات.

	ف ا
Y	٠-
۰	-1+
٣	-10
V	- 4+
٣	_ 40
	- 4.
40	عجـ ك

والمنحنى التكراري الـذي في الشكل (١١) التالـي يمثيل التـوزيع السابق.



ويلاحظ على المنحنى السابق أنه قد تم توصيل التكرارات المقابلة للفئتين للفئات ٥-، ١٠، ٢٠-، ٣٠-ولم يتم توصيل التكرارات المقابلة للفئتين ١٥-، ٢٠- نظراً لأنهما يمثلان نقاطاً منخفضة تؤثر في الشكل العام للمنحنى لو تم توصيلهما بباقي التكرارات.

تعديل المنحني التكراري:

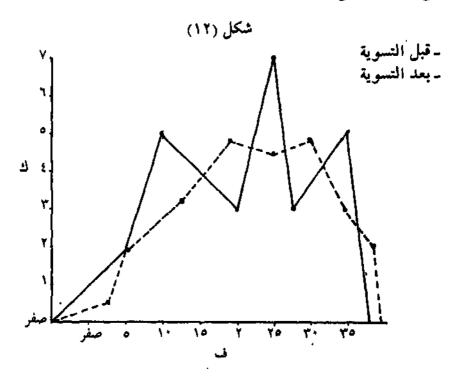
تتبع أيضاً نفس الطريقة التي اتبعت في تعديل المضلع التكراري أي باستخدام المتوسطات المتحركة.

وفيما يلي تعديل المثال السابق:

	<u> </u>		
ك بعد التعديل	التسوية بالمتوسطات المتحركة	<u> </u>	ف
		(صفر)	
٠,٦٧	$=\frac{\Upsilon}{\Psi}=\frac{\Upsilon+\alpha\delta_0+\alpha\delta_0+\gamma}{\Psi}$	صفر	(صفر)
۲,۳۳	$= \frac{V}{\pi} = \frac{0}{\pi} = \frac{V}{\pi}$	۲	-0
٣,٣٣	$= \frac{1}{4} = \frac{4}{4} = \frac{4}{4}$	٥	-11
٥,٠٠	$= \frac{10}{7} = \frac{\sqrt{+0+7}}{7}$. *	-10
٤,٣٣	$= \frac{\gamma \pi}{r} = \frac{\pi + \pi + \sqrt{r}}{r}$	٧	- 4.
٥,٠٠	$=\frac{\gamma}{1}=\frac{0+\sqrt{+\mu}}{\mu}$	٣	_ 70
۲,٦٧	$= \frac{\Lambda}{\Psi} = $	٥	-4.
1,77	<u>صفر + 0 + صفر</u> <u> </u>	صفر	(-Ye)
	<u>.</u>	(صفر)	(صفر)
۲٥,٠٠		Y0	ع-د

ويلاحظ اتباع نفس القواعد التي سبق اتباعها في تعديل المضلع التكراري كما يلاحظ أن مجموع التكرارات بعد التعديل هو نفسه مجموع التكرارات قبل التعديل مما يثير إلى صحة ودقة عملية حساب التعديل باستخدام المتوسطات المتحركة.

وفيما يلي الشكل (١٢) الذي يمثل المنحنى التكراري للتوزيع السابق قبل و بعد التعديل .



ب ـ المقارنة بين توزيعين باستخدام المنحنى في حالة عدم تساوي مجموع التكرارات: .

ويحدث أحياناً عدم تساوي مجموع التكرارات سواء أكان ذلك في المضلع أو المنحنى أو المدرج عندما يكون الباحث مثلاً بصدد إجراء دراسة عن الفروق بين الأطفال الريفيين والأطفال الحضريين General Information في المعلومات العامة General Information (أحد اختبارات الذكاء الفرعية). ولنفترض مثلاً أنه بدأ بدراسة الأطفال الريفيين وعدهم ٢٥ خمسة وعشرين طفلاً ثم قام بعد ذلك بدراسة الأطفال الحضريين، فإن عليه عند القيام بدراسة مؤلاء الأطفال (الحضريين) أن يختارهم من نفس

مستوى العمر والتعليم والمستوى الاقتصادي الاجتماعي Socio-economic Socio-economic للأطفال الريفيين. وفي مشل هذه الأحوال لا يستطيع الباحث أن يجد عدداً من الأطفال الحضريين بنفس مستوى عمر وتعليم ومستوى اقتصادي الأطفال الريفيين. فيصبح لديه في نهاية الأمر ٢٥ طفلاً ريفياً، ٢٠ عشرين طفلاً حضرياً (من المدنيين) وعندما يطبق عليهم اختبار المعلومات العامة هذا يكون لديه بعد تصحيح الاختبار Raw Score خمسة وعشرين قيمة أو درجة خام هي درجات الأطفال الحضريين.

ويمثل الجدول التكراري الآتي توزيع درجات مجموعتين من الأطفال على اختبار المعلومات العامة.

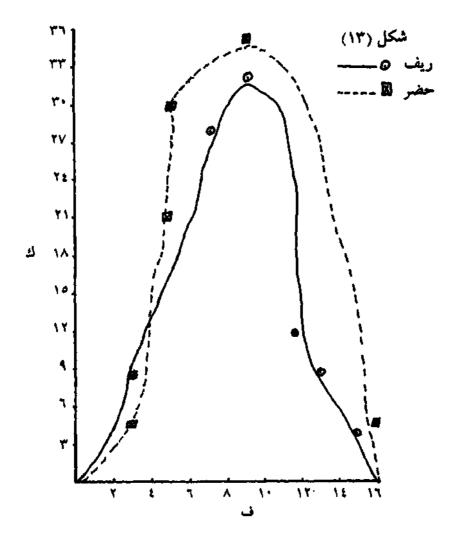
تكرارالأطفال الحضريين	تكرار الأطفال الريفيين	ٺ
١	Y	Y
. 4	٧	- £
٤	٧	- 7
٧	٨	- A
صفر	۴	-1.
1	۲	- 1 Y
١	`	- 11
٧,	70	عـ ك

ولكي نستطيع المقارنة بين هاتين المجموعتين باستخدام المنحنى التكراري، نقوم أولاً بتحويل تكرار كل مجموعة لتكرارات مشوية وذلك لتوحيد مجموع التكرارات فيهما.

وفيما يلي الجدول الذي يمثل التكرارات الأصلية والتكرارات المئوية للمجموعتين:

التكرارات المئوية للحضريين	تكرارات الأطفال الحضريين	التكرارات المثوية للريفيين	تكرارات الأطفال الريفيين	ور
•	١	٨	Y	- 4
۳۰	٦	٨	٠٢	_ £
٧٠	£	YA	٧	_ ٦
40	٧	٣٧	٨	۸_
	صفر	17	٣	- 1+
۰	١ ١	٨	۲	- 17
	١	ŧ	١	- 1 £
1	۲٠	1	Y0	عبدك

وفيما يلي المنحنى التكراري (شكل ١٣) اللذي يمشل التوزيعين التكرارات التكرارين لمجموعتي الأطفال الريفيين والأطفال الحضريين والتكرارات الممثلة على المحور الصادي والتكرارات المئوية. وسنمثل كل ١ سم (واحد سنتيمتر) بخمس تكرارات.



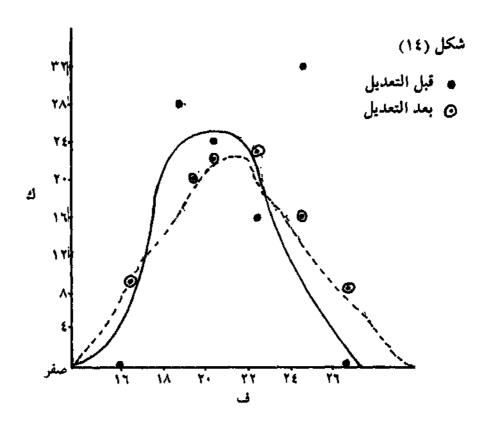
ويلاحظ على هذا الرسم أن المنحنى الخاص بالأطفال الريفيين قد تغاضينا عند توصيل النقط الممثلة للتكرارات عن التكرارات المئوية المقابلة للفئات ٤ ـ ، ١٠ ـ وفي المنحنى الخاص بالأطفال الحضريين قد تغاضينا عند توصيل النقط الممثلة للتكرارات عن التكرارت المئوية المقابلة للفئات ٢ ـ ، ١٢ ـ ، وبالنسبة للأطفال الريفيين تغاضينا عن التكرارات المئوية المقابلة للفئات ٤ ـ ، ١٠ ـ . وليس خاف على أذهاننا أن تلك النقط الممثلة للتكرارات والتي تغاضينا عنها عند رسم المنحنى راجعة إلى عيوبة تتمثل أما.

في الاختبار، أو في اختبار العينة، أو أنه راجع لطبيعة السمة نفسها. ولذلك فإنه من الممكن إجراء تسوية لهذه التكرارت المئوية.

جـ ـ تعديل التكرارات المثوية: كما سبق أن تبين في الفقرة السابقة من وجود عيوب في المنحنى التكراري المشوي كما يحدث في المنحنى التكراري (قبل تحويل تكراراته لتكرارات مثوية) وكما سبق أن تبين لنا أيضاً أنه في هذه الأحوال يتم عمل تعديل للمنحنى التكراري فإنه من الممكن أيضاً عمل تعديل للتكرارات المثوية وفيما يلي جدول تكراري يمثل توزيع أعمار ٥٢ طالباً من طلبة قسم العمارة بكلية الهندسة والتكرارات المثوية والمتوسطات المتحركة لهذه التكرارات المثوية.

ك // بعد التعديل	متوسطات متحركة التعديل	ك ٪ مثوي	చ	ن
		(صفر)		
٩,٣٣	$\frac{\alpha + \alpha + \alpha + \gamma}{\alpha} = \frac{\gamma}{\gamma} + \alpha$	صفر		(-17)
17,77	٢٨ + صفر + ٢٤ = ٢٥ = ١٠٠١	47	٧	- 1/
77,77	37 + <u>77 + 77 = 77 = 7</u> 7 77	71	٦	- Y+
.71, **	YE = VY = TY + YE + 17	١٦	٤	- 44
17,**	<u> ۲۷ + ۲۱ + صفر = ۲۸ = ۱۹</u>	44	٨	- Y£
10,77	صفر + ۳۲ +صفر = ۳۲ = ۱۰,۹۷	صفر		(- ۲٦)
	٣ ٣	(صفر)		
1,	مجــ ك مئوي بعد التسوية	1	40	عمدك

وفيما يلي المنحنى التكراري شكل (١٤) للتكرارات المثوية قبل وبعد التعديل:



ويلاحظ في الرسم الموجود بشكل (١٤) أنه قد تم التغاضي عن التكرارات المقابلة للفئتين ١٨ ـ ، ٢٤ ـ عند رسم منحنى التكرارات المئوية قبل التسوية .

د ـ المقارنة بين توزيعين باستخدام المنحنى في حالة تساوي مجموع التكرارات:

يتم رسم المنحنى مباشرة دون تحويل التكرارات إلى تكرارات مئوية كما يمكن رسم منحنى التوزيعين معاً في رسم واحد إذا كانا متفقين في الفئات أي لهما نفس الفئات أما إذا كان كل توزيع له فئاته الخاصة به سواء من حيث المدى أو العدد فإنه من الضرورة عمل كل توزيع خاص. ويبين التوزيعين التكرارين التاليين توزيع درجات مجموعتين من عمال النسيج

على أحد اختبارات تمييز الألوان Color Discrimination Test وعدذ العمال في كل مجموعة ٤٠ عاملاً وهما مختلفان في عدد الفئات وفي مدى الفئة:

.	ن
۲	-٣
١,	-٦
10	_9
11	-14
1.	_10
١	- 14
	
٤٠	مج ك

1	ن
١	_0
١	-1•
.14	~ 10
١٥	_ Y•
٣	_ Yo
٣	-40
٤١	مجد ك

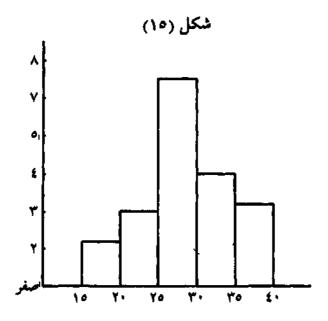
ويتم رسم المنحنى التكراري لهاتين المجموعتين كما سبق أن ذكرنا كما أنه من الممكن عمل تسوية لتكرارات كل مجموعة باستخدام المتوسطات المتحركة.

٣ ـ المدرج التكراري

يختلف المدرج التكراري عن كل من المنحنى والمضلع التكراري في أنه في حين يكون تمثيل التكرار في كل من المنحنى والمضلع بنقطة في مركز الفئة فإنه في المدرج يمثل التكرار بمستطيل يرسم على الفئة كلها من بدايتها إلى نهايتها .

فيما يلي جدول تكراري لتوزيع مستوى الأداء في العمل لدى مجموعة من الموظفين الكتابيين موظفاً:

4	ن
٧	_ \0
٣	- Y•
٨	- 40
٤	-4.
٣	_ 40
٧٠	مجد ك



أ ـ تعديل المدرج التكراري: يتم التعديل (كما في المنحنى والمضلع) باستخدام المتوسطات المتحركة. وفيما يلي توزيع تكراري لدرجات مجموعة من الأحداث الجانحين عددهم ٢٠ جانحاً على اختبار الاكتثاب.

<u>.</u>	ف
4	- ٣
٣	- £
Υ	۳
٦	-۸
Y	-1•
٥	- ۱۲
٧٠	1- 4

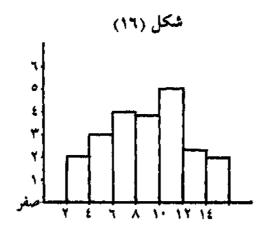
وواضح من التوزيع السابق وجنود ثلاث قمنم مرتفعة وقمتين منخفضتين أما القمم المرتفعة فهي التكرارات المقابلة للفئات ٤ ـ ، ٨ ـ ، ٢ ـ . ٢ ـ .

أما القمم المنخفضة فهي التكرارات المقابلة للفتات ٦٠،،١٠.

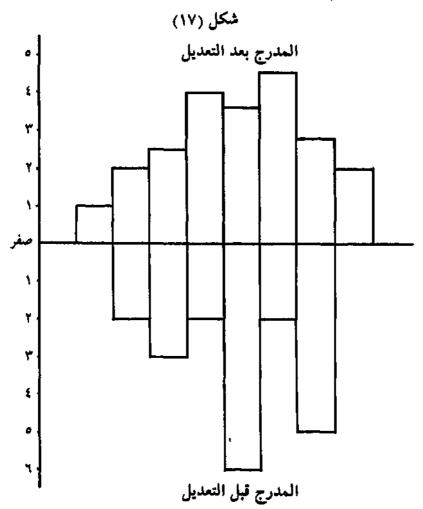
ولما كانت هذه الارتفاعات والانخفاضات المتمثلة في التكرارات تمثل عيوباً في التوزيع راجع للعينة أو للاختبار . . . إلخ . وجب على الباحث عمل تسوية لها للتخلص منها . وفيما يلي تسوية لهذه التكرارات بالمتوسطات المتحركة :

ك معدل	المتوسطات المتحركة	1	ٺ
		(صفر)	
٠,٦٧	$\frac{\nabla}{\nabla} = \frac{\nabla}{\nabla} = \frac{\nabla}$	صفر	(صفر-)
1,77	۲ + صفر + ۲ = ٥ = ۲ ا	۲	- Y
۲,۳۳	Y 1 = Y = Y + Y + Y	٣	- £
۳,٦٧	$\frac{m}{m} = \frac{11}{m} = \frac{1 + m + \gamma}{m}$	۲ .	٦-
", የተ	W 1 = 1 - Y + Y + 7	٦	٠,٨
٤,٣٣	2 1 = 1 = 0 + 7 + Y	۲	-1•
7,44	۵ + ۲ + صفر <u>۷ = ۲ ۲ </u>	٥	-14
1,77	<u>صفر + 0 + صفر = 0 = ۲</u> ۱	صفر	(-11)
	,	صفر	_
7.,		۲٠	جد.

ويبين الرسم التالي المدرج التكراري بعد التعديل شكل (١٦):



وفي حالة المدرج التكراري يكون من الصعب رسم المدرج قبل وبعد التسوية في رسم واحد إلا إذا استخدم الباحث في ذلك الألوان أو التظليل



بلون للمدرج قبل التسوية وبلون آخر للمدرج بعد التسوية. ولذلك يقترح البعض أن يكون رسم المدرجين (قبل وبعد التسوية) في رسم واحد على أن يكون أحدهما في جهة والآخر في جهة ثانية ويوضح الرسم الذي في الشكل (١٧) ذلك الكلام.

ب - المقارنة بين توزيعين بالمدرج التسكراري في حالمة عدم تساوي التكراري.

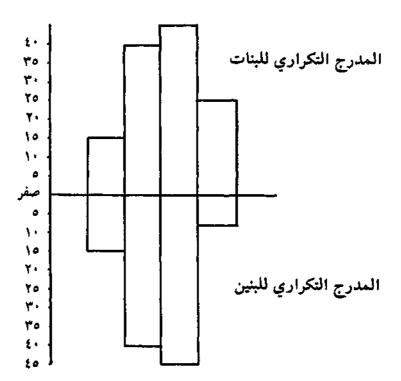
في هذه الحالة يتم تحويل التكرارات إلى تكرارات مئوية وبعد ذلك يمكن المقارنة بين التوزيعين في رسم واحد كما في شكل (١٥).

وفيما يلي توزيعين تكراريين لمجموعتين من الأطفال الذكور والأناث من حيث التعاون في مجال اللعب Cooperation وعدد مجموعة الذكور ٢٠ ومجموع الأناث ٢٥.

ك ٪ بنين	ك ٪ بنات	ك بنين	ك بنات	ن
1.	14	Υ	۳	
٤٥	YA .	4	٧	-10
٤٠	٤٠	٨	١٠	-10
٥	¥•	1	•	-4.
1	1	٧.	Yo	المجموع

وفيما يلي المدرجين التكراريين لتوزيع درجات البنين والبنات في السلوك التعاوني شكل (١٦).





ويلاحظ أننا في الرسم السابق شكل (١٨) قد مثلنا كل خمس تكرارات بواحد سنتيمتر.

جــ المقارنة بين توزيعين بالمدرج التكراري في حالة تساوي التكرارات:

يتم مباشرة تمثيل التوزيعين في رسم واحد كما في الشكل (١٦) من التكرارات الأصلية.

غ ـ توضيح التكرار المتجمع الصاعد «بالرسم»

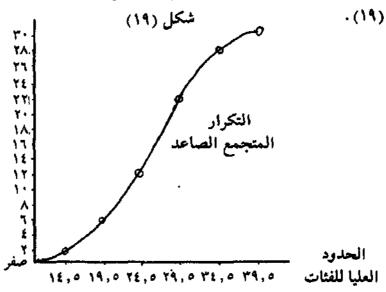
يمكن تمثيل التكرار المتجمع الصاعد في رسم بياني باستخدام المضلع أو المنحنى التكراري بحيث يشير المحور السيني للحدود العليا

للفئات ويشير المحور الرأسي للتكرار المنجمع الصاعد.

وفيما يلي أحد التوزيعات التكرارية التي توضح درجات مجموعة من الأناث على أحد الاختبارات السوسيومترية Sociometric Test

ك متجمع صاعد	الحدود العليا للفئات	2	نن
*	18,0	4	18-11
٦	19,0	٤	19-10
14	71,0	V	75-7.
۲۱	79,0	٨	79 - 70
44	٣٤,٥	٦	¥£ - ¥+
۳.	44,0	٣	49-40
		۳۰	المجموع

ويوضح الشكل الآتي المضلع المتجمع الصاعد لهذا التوزيع شكل



ه - اتوضيح التكرار المتجمع النازل «بالرسم»

ويمكن تمثيل التكرار المتجمع النازل أيضاً في رسم بياني باستخدام المضلع أو المنحنى التكراري. ويتم ذلك بعد حساب الحدود الدنيا للفئات وللتكرار المتجمع النازل. ويمثل الجدول التالي المتجمع النازل للمشال السابق (درجات مجموعة الأناث على الاختبار السوسيومتري).

التكرارالمتجمعالنازل	الحدود الدنيا اللفئات	의	ٺ
۳,	۹,٥	۲	18-11
Y A	18,0	٤	19-10
71	19,0	v	YE _ Y.
۱۷	72,0	٨	74_70
١ ،	74,0	٦	WE _ W.
٣	46,0	٣	44 - 40
		۳٠	المجموع

ويمثل الرسم التالي شكل (٢٠) المضلع المتجمع النازل للتكرار المتجمع النازل في الجدول السابق.



أسئلة للمراجعة العامة للجزء السابق

١ ـ فيما يلي درجات خمسين تلميذاً من تلاميذ التدريب المهني على
 اختبار الاستدلال الميكانيكي Mechanical Reasoning .

14	10	11	٦	14
٦	٣	4	1.	٨
٨	١٨	14	۲.	٦
17	*	17	10	10
11	1 &	4	17	1 £
Y •	11	٥	٨	17

14	11	11	1.	10
صفر	۱۳	٦	4	صفر
٥	17	17	17	17
19	١.	17	١٦	٧

والمطلوب توزيع الدرجات السابقة في جدول تكراري مدى الفئة فيه ٣. ثم إعادة توزيع نفس هذه الدرجات في جدول تكراري آخر مدى الفئة منه ٤.

٢ ـ يمثل الجدول التكراري الآتي درجات مجموعة من العاملات في مصنع تغليف علب الحلوى على اختبار السرعة اليدوية Manual Speed.

ij	ٺ
1	-1.
•	- 10
3+	<u>.</u> Y•
٥	_ 40
۳٠	المجموع

والمطلوب:

أ_تعديل التوزيع السابق.

ب ـ رسم المضلع التكراري قبل وبعد التعديل.

جـ ـ حساب التكرار النسبي.

د _ حساب التكرار المئوي .

٣- فيما يلي توزيع اللرجات لمجموعة العمال قبل وبعد التدريب على

. Two Hand Co-ordination : اختبار لقياس التآزر بين اليدين

التدريب	التوزيع بمد	التدريب	التوزيع قبإ
4	ن ا	ন	ن
0	-17	٧	-1.
٥	- 17	٨	-10
10	- 77	۱۲	-4.
4	_ YY	١٠.	_ 40
1.	~ ~ Y Y	4	٠.٣٠
٣	- 44	۲	_40
٣	- £ Y	۲	_ & •
٥٠	المجموع	٥٠	المجموع

والمطلوب:

أ ـ رسم المضلع التكراري للتوزيع قبل التدريب.

ب _ رسم المدرج التكراري للتوزيع بعد التدريب.

جـ ـ عدل التوزيع قبل وبعد التدريب باستخدام المتوسطات المتحركة .

٤ ـ يمثل التوزيع التكراري الآتي درجات ٢٥ خمسة وعشرين شخصاً
 على اختبار الذكاء العملي: Performance Intelligence.

ف ۷۰ ۸۰ ۸۰ ۹۰ ۹۰ جم

YO W & 1 + @ W 1

والمطلوب:

- أ ـ حساب نسبة الأفراد الذين تقل درجاتهم عن ٨٤,٥ باستخدام التكرار المتجمع الصاعد.
- ب ـ حساب نسبة الأفراد الذين تزيد درجاتهم عن ٧٩,٥ باستخدام التكرار المتجمع النازل.
 - ج _ إرسم المنحنى المتجمع الصاعد للتوزيع السابق.
 - د ـ إرسم المنحني المتجمع النازل للتوزيع السابق.
- فيما يلي درجات مجموعتين من تلاميذ المدارس على اختبار الشخصية أحداهما لتلاميذ المدارس الأميرية والأخرى لتلاميذ المدارس الأميرية ٣٠ ثلاثين. وعدد تلاميذ المدارس الأميرية ٣٠ ثلاثين. وعدد تلاميذ المدارس الخاصة ٣٠ عشرين.

تلاميذ			تلاميذ	
	مدارس)	(٤	دارس أمير ي	·•)
17	1	10	0	٦
١٥	1.	17	4	٥
17	40	Y1	۲.	1+
١٤	11 -	14	14	10
14	14	14	17	٧
٦	٧	4	ŧ	٨
٦	٨	٦	٧	4
١.	7	11	٨	٣
11	•	1.	14	- 11
17	1.	• •	۱۳	14

والمطلوب:

أ ـ المقارنة بين توزيع درجات المجموعتين.

ب ـ تعديل التوزيع لدرجات المجموعتين.

جـ ـ رسم المدرج التكراري لدرجات تلاميذ المدارس الأميري.

د ـ رسم المنحنى التكراري لدرجات تلاميذ المدارس الخاصة .

٦ - فيما يلي أعمار ٥٠ خمسين شخصاً أجرى عليهم أحد الساحثين دراسة سيكولوجية.

والمطلوب: عمل جلول تكراري لهذه الأعمار ثم تمثيل هذا الجلول بطريقتين من طرق الرسم.

سنة	شهر	سنة [شهر	سنة	شهر	سئة	شهر	سئة	شهر
٣	_	۳	Y	٣	۲	۲	۳	۰	٧
£	٧	٥	٦	٣	•••	٣	٤	٥	٣
•	۰	٦	٥	۰	4	٤	ŧ	7	•
٣	٤	۵	٨	٥	· 	-	٨	۲	٦
•	٦	Y	-	-	٦.	٤	٦	٣	Y
٣	11	٦	11	٣	1	٥	£	٥	•
٤	V	٦	1.	٤	V	٣	1	٤	٣
٣	٣	۳	4	٦	٦	٤	1	٧	٤
٠	1.	٤	1	٥	٠ ٤	٤	٧	٤	-
٦	٨	٥	١.	٥	٨	•	Υ	٣	٤.

خامساً مقاييس النزعة المركزية CENTERAL TENDENCY M.

تبين من خلال الجزء السابق كيف استطاعت الإحصاء عن طريق توزيع الدرجات أو القيم في جداول تكرارية وتمثيل هذه التوزيعات التكرارية بالرسم أن تمد الباحث بكثير من الخصائص والصفات التي تتميز بها هذه الدرجات، والتي تعكس أيضاً بمجرد النظر مدى دقة البحث أو الدراسة التي تم عملها والمتمثلة في:

١ ـ اختيار العينة أي هل أختار الباحث العينة التي أجرى عليها بحثه بأحد الطرق العلمية المعروفة في اختيار العينات أم كان اختياره لها يعتمد على أسلوبه الشخصى والذاتى Subjective .

٢ ـ الاختبار أو الآداة المستخدمة أي هل استخدم الباحث الأداة التي أجرى عليها الكثير من المعالجات بحيث أصبحت مناسبة لمستوى عمر ولمستوى تعليم العينة التي يجسري عليها الدراسة أم استخدم أداة Tool صالحة للأطفال على الكبار أو استخدم أداة صالحة للكبار على الأطفال، من ناحية ثانية استخدم أداة صالحة للمتعلمين على الأميين؟

ولا تقتصر حاجة الباحث من الدرجات الخام عند هذا الحد، كما أن ما تقدمه الإحصاء يتعدى مجرد توزيع الدرجات في جداول تكرارية وتمثيلها بالرسم إلى تلخيص هذه الدرجات جميعاً وتركيزها في درجة أو قيمة واحدة تغني وتعبر عن كل قيم ودرجات المجموعة. ويطلق على تلك الأساليب التي تمد الباحث بهذه القيمة بالمتوسطيات Averages أو القيم المركزية أو النزعة المركزية كلمركزية كلمركزية المركزية كلمركزية كلمر

1 ـ المتوسط الحسابي (أو الوسط الحسابي) Arithematic Mean

Y _ الوسيط (أو الأوسط) Median

٣ - المنوال (أو الشائع) Mode

ولهذه الأساليب قيمة تطبيقية في حياة الإنسان فلا تكاد تخلو حياته من الأرقام فصاحب المصنع يحتاج لمعرفة متوسط إنتاج مصنعه اليومي خلال الشهر فيقوم بجمع إنتاج كل يوم من أيام الشهر وقسمة الناتج على ثلاثين يوماً (أو ٢٨ أو ٣١) حيث يفيده ذلك في مقارنة متوسط إنتاج هذا الشهر بالشهر السابق أو الأسبق فيعرف من خلال المقارنة هل حدثت زيادة في إنتاج هذا الشهر أم حدث انخفاض فيبحث في سببه ويقوم بعمل الإجراءات التي تساعد على عدم تكرار ذلك.

١ ـ المتوسط الحسابي (أو الوسط الحسابي)

يعرف البعض المتسوط الحسابي لمجموعة من الدرجات أو القيم بأنه القيمة التي لو وزعت على كل فرد من أفراد العينة لكان مجموع هذه القيم هو المجموع الحقيقي للقيم الأولى. ويعرفه البعض الآخر بأنه متوسط عدد من القيم هو خارج قسمة مجموع هذه القيم على عددها. فلو كان لدينا عشرة القيم هو خارج العشرة اللذكاء وكانت درجات هؤلاء الأفراد العشرة هي:

A.-11.-11.-V.-A.-4.-1.0-1..-7.-V.

فإننا نقوم بجمع هذه الدرجات (٨٩٥) وقسمة الناتيج على عشرة

(فيكون المتوسط <u>١٠٠</u> = ه ، ٨٩) كما يلي:

ويرمز للمتوسط الحسابي (٥, ٨٩) بالرمز دم».

ويرمز لمجموع القيم (٨٩٥) بالرمز مجـس.

ويرمز لعدد القيم (١٠) بالرمز ن.

ويكون المتوسط الحسابي على أساس ذلك م = بجسم وهناك ثلاث طرق للحصول على المتوسط الحسابي هي:

١ ـ الطريقة العادية أو الشائعة.

٢ ـ طريقة مراكز الفئات.

٣ .. الطريقة المختصرة.

أ- الطريقة الشائعة أو العادية

وهي الطريقة التي نستخدمها في حياتنا اليومية وهي التي سبق الكلام عنها، ونسوق مثالاً آخر عليها فلو فرض أن القيم الآتية تمثل الإنتاج اليومي خلال أسبوع لمجموعة من عمال الصلب:

A-14-Y-11-10-11

فيكون مجموع هذه القيم هو:

Y' = A + Y' + Y + Y' + A = Y'

ويكون المتوسط الحسابي لهذه القيم هو:

17.77 = 7.77

أي أن مجدس = ٧٦

، ن = ٦

، م = ۲,۳۷

ب ـ طريقة مراكز الفثات

الطريقة السابقة «الشائعة» هي التي نستخدمها في حياتنا اليومية عندما نكون بصدد عدد قليل من القيم كما في الأمثلة السابقة. لكن الحياة اليومية تتميز بالأعداد الكبيرة من الأفراد والأعداد الكبيرة من معدلات الإنتاج... إلخ. بحيث لو استخدمنا فيه مع هذه الأعداد الكبيرة الطريقة العادية حدثت الكثير من الأخطاء. ولنا أن نتوقع أن يقوم صاحب مصنع بقسمة مجموع إنتاج مصنعه خلال العالم على عدد أيام السنة وهو ٣٦٥ يوماً، أو بقسمة مجموع إنتاج العمال (بعد جمعه) على عدد العمال البالغ عددهم ألفين من العمال مثلاً. ولا يتوقف الأمر على احتمال وقوعه في الأخطاء بل أن هذه الطريقة وما تتطلبه من جمع وقسمة تستغرق وقتاً طويلاً وجهداً مضنياً يتنافى مع ما يقدمه لنا العلم من اقتصاد في الوقت والجهد.

وتقوم طريقة مراكز الفشات أساساً علمى توزيع القيم في جدول تكراري، فلو فرض وطبقنا اختباراً من اختبارات الشخصية على ٥٠ شخصاً وكانت درجاتهم على النحو الآتى:

17	10	٣٨	40	44
**	44	۳.	44	**
44	41	**	44	١٨
٤٥.	٤o	٨	٤٦	44
44	٤ŧ	٥	45	١٥
۳٧	40	**	YA	*1
14	4.8	Yo	40	٣٨
40	14	11	٤٩	٤Y
24	78	YV	40	٣٨
17	۲V	١٤	24	44

فإننا نقوم بتوزيع هذه القيم في جدول تكراري كما يلي:

س × ك	س	4	ن
10	٧,٥	Y	_0
17,0	۱۲,۰	١	-11
177,0	۱۷,٥	v	-10
140,0	YY,0	٨	-4.
۲۳۰,۰	۲۷,۵	14	_ 40
177,0	44,0	٥	- 4.0
٣٠٠,٠	. 47,0	٨	_40
۸۵,۰	٤٢,٥	Y	- ٤٠
747,0	٤٧,٥	٥	_ 20
1880, .		٥٠	

وتتلخص الخطوات التي يتم بها الحصول على المتوسط الحسابي بهذه الطريقة فيما يلي:

١ ـ توزيع القيم في جدول تكراري.

Υ _ الحصول على مراكر الفئدات (س) ويتم ذلك بجمع الفئة الأولى + الفئة الثانية وقسمة الناتج على اثنين (في المثال السابق: $\frac{0+0.4}{4}$ = 0, ۷) ليتم الحصول على مركز الفئة الأولى وللحصول على مركز الفئة الثانية يكون أما بجمع الفئة الثانية + الفئة الثالثة وقسمة الناتج على اثنين كما في الفئة الأولى أو بإضافة مدى الفئة (وهي هنا = 0) على مركز الفئة السابقة فمثلاً مركز الفئة الأولى = 0, ۷ فيكون مركز الفئة الثانية 0, ۷ + 0 = 0, ۱۲, وهكذا مراكز باقى الفئات.

 $^{\circ}$ يتم ضرب مراكز الفئات في التكرارات (س \times ك) أي ضرب مركز كل فئة في تكرارها فمثلاً مركز الفئة الأولى $^{\circ}$ وتكرار هذه الفئة $^{\circ}$ فيكون $^{\circ}$ $^{\circ}$

٤ ـ نقوم بحساب مجدس × ك وذلك بجمع ناتج ضرب مراكز الفئات
 في التكرارات (١٤٤٥).

ه ـ نقوم بتطبيق القانون الآتي:

أي أن متوسط درجات المجموعة (٥٠ شخصاً) على اختبار الشخصية هو ٢٨,٩ درجة.

جر الطريقة المختصرة

لاحظنا ما تنطوي عليه طريقة مراكز الفئات أيضاً من صعوبات تتمثل في عملية ضرب التكرارات في مراكز الفئات، وما بكل من مراكز الفئات (س) وضرب مراكز الفئات في التكرارات من كسور تعرض الباحث لكثير من الأخطاء سواء في الجمع أو الضرب. ولذلك فإن حساب المتوسط الحسابي بالطريقة المختصرة تغني الباحث من الوقوع في مثل هذه الأخطاء فيتم الحصول عليه بسهولة وبسرعة. وتقوم هذه الطريقة على أساس الانحراف الفرضي فتفرض مركزاً صفيرياً في منتصف التوزيع التكراري يزيد واحد صحيح في اقترابها من النهاية الكبرى للتوزيع وتقل في كل خطوة واحد صحيح في اقترابها من النهاية الصغرى للتوزيع. ثم يتم ضرب الانحراف الفرضي في التكرارات. وبالنسبة للتوزيع التكراري في المثال السابق تتم العمليات الآتية على هذا الجدول كما يتين لنا فيما يلى:

كحَ	خ	ন	ن
۸-	٤ -	Y	_ 0
٣_	٣-	١	-11
14-	٧_	٧	-10
۸-	١-	٨	- 41
صفر	صفر	١٢	_ 40
o +	۱+	٥	-4.
14 +	Y +	٨	_40
٠٦+	۳+	۲	- £ ·
۲۰ +	£ +	٥	_ \$0
۳۳-		٥٠	المجموع
£ V +			
11 +			

ويتبع ما يلي في الحصول على المتوسط الحسابي بالطريقة المختصرة.

١ -حساب الانحراف الفرضي أو الفرض الصفري ويرمز له بالرمز ح وذلك كما سبق أن بينا وهو وضع صفر في منتصف التوزيع يزيد واحد صحيح في اقترابه من النهاية الكبرى للتوزيع ويتضح ذلك إذا نظرنا للانحراف الفرضي + ١ نجد أنه يقابل الفئة ٣٠ ـ والانحراف الفرضي + ٢ نجد أنه يقابل الفئة ٥٠٠ ـ . . . وهكذا . وينخفض الانحراف الفرضي واحد صحيح في اقترابه من النهاية الصغرى للتوزيع ويتضح ذلك إذا نظرنا للانحراف الفرضي ـ ١ نجد أنه يقابل الفئة ٢٠ ـ والانحراف الفرضي حدا مشابه لمحاور تمثيل وهكذا . ولعلنا نشذكر أن الانحراف الفرضي هذا مشابه لمحاور تمثيل

البيانات بالرسم البياني فمثلاً المحور السيني أو المحور الصادي نجد أنه يتخذ له وسطاً مقداره صفر ثم يتزايد تزايداً موجباً في جهة وينقص تناقصاً سالباً في جهة أخرى كما نرى في الرسم الآتي:

٢ - ضرب كل انحراف فرضي في التكرار المقابل له لتحصل على ك

_

٣ - جمع حاصل ضرب الانحراف الفرضي في التكرارات وفي هذه الخطوة سنجد لدينا مجموعتين من الدرجات أحدهما ذا إشارات سالبة (وهو ضرب الانحراف الفرضي السالب في التكرارات) والآخر ذا إشارات موجبة. وفي هذه الحالة يتم جمع كل مجموعة على حدة ثم يطرح الصغير من الكبير وتكون إشارة حاصل الجمع حسب إشارة المجموع الكبير فلو كان مجموع النواقص - ٢٠ ومجموع الزوائد + ١٥ كان الناتج - ٥ ولو كان مجموع الزوائد + ٢٠ ومجموع الزوائد كان الناتج + ٣ ولو كان مجموع الزوائد عصفراً.

٤ ـ نقوم بعد ذلك بتطبيق القانون الآتي:

حيث ان:

م = المتوسط الحسابي

مركز الغثة الصفرية = الغثة المقابلة للصفر + الفئة التي بعدها =

 $YV, o = \frac{oo}{Y} = \frac{YV + YO}{Y} = \frac{oo}{Y}$ المثال السابق

مجـك حُ = مجموع ضرب التكرارات في الانحراف الفرضي.

مجـ ك = مجموع التكرارات.

ف = مدى الفئة.

± = تتحدر هذه الإشارة حسب إشارة الناتج في عمود مجـ لهـ ح.

(٢) الوسيط (أو الأوسط) ُ

يعرف الوسط Median بأنه الدرجة التي تقع في وسط (منتصف) توزيع درجات مجموعة الأفراد. أو هو الدرجة التي يكون موقعها في منتصف المجموعة تماماً بين ترتيب هذه الدرجات فيكون قبلها نصف عدد الدرجات ويكون بعدها النصف الباقي لعدد الدرجات. فلو كان لدينا مجموعة من الأفراد عددهم خمسة طبق عليهم اختباراً لقياس القدرة العددية استراك فإننا نقوم ability وكانت درجاتهم على هذا الاختبار هي : ٢-٥-٩-٨-٣١ فإننا نقوم بترتيب هذه الدرجات بطريقتين على النحو الآتي :

تصاعدياً: ٥ ـ ٦ ـ ٨ ـ ٩ ـ ١٣ .

فيكون الوسيط ٨ لأنه يقع في الوسط تماماً وعدد الدرجات التي قبلـه (٦٠٥) نصف عدد الدرجات، وعـد الدرجـات التي بعـده (١٣،٩) هي النصف الآخر.

او تنازلياً: ١٣ ـ ٩ ـ ٨ ـ ٦ ـ ٥

فيكون الوسيط ٨ لأنه يقع في الوسط تماماً أيضاً.

وسنذكر فيما يلي كيفية حساب الوسيط من القيم الخام ومن الجدول التكراري ومن الرسم باستخدام التكرار المتجمع الصاعد والنازل المثويين.

أ ـ حساب الوسيط من القيم الخام:

١ - في حالة الأعداد الفردية:

أي عندما يكون عدد العينة التي يجري عليها الباحث دراسته فردية كأن

یکون قد أجری بحثه علی ثلاثة أفراد أو خمسة أو سبعة أو ۹ أو ۱۱ أو ۱۳ أو ۱۳ أو ۱۷ أو ۱

مثال:

أجرى باحث دراسة على مجموعة من سبعة أطفال لمعرفة القدرة على التذكر لديهم وكانت أعمارهم:

ولحساب وسيط هذه الدرجات نقوم بترتيبها ترتيباً تصاعدياً أو تنازلياً. كما سبق أن بينا على النحو الآتي:

فيكون حساب الوسيط كالآتى:

حيث و = الوسيط، ن = عدد القيم أو درجات الأفراد أي عدد أفراد العينة.

١ = أى أن الدرجات فردية ليكن رتبة الوسيط حسب ذلك:

رتبة الوسيط
$$= \frac{V + V}{V}$$
 = \$

أي أن رتبة الوسيط هي الدرجة الرابعة أي الدرجة ٩

٢ ـ في حالة الأعداد الزوجية:

ويكون ذلك عندما يقوم الأخصائي بإجراء دراسته على عينة من الأفراد عددهم زوجي أي فردين أو أربعة أفراد أو ٦ أو ٨ أو ١ أو ١٢ أو ١٦ أو ١٦ أو ١٨ وهكذا .

مثال:

أجريت دراسة على عينة من العمال عددهم عشرة وكانت أجورهم كما يلي:

. 1A - YE - YI - 10 - 19 - 1V - YO - 9 - 1T - Y .

فيكون ترتيب هذه الأجور ترتيباً تصاعدياً كما يلى:

70-78-71-7-19-14-14-19-17-97

و بالنظر للدرجات السابقة نجد أن هناك قيمتين في الوسط هما ١٩، ١٨ يسبقهما نصف الدرجات ٩، ١٣، ١٥، ١٧ ويجيء بعدهما النصف الباقي من الدرجات ٢٠، ٢١، ٢٤، ٢٥ ويمكن تحديد رتبة القيمتين اللتين في الوسط على النحو الآتي:

رتبة القيمة الأولى $=\frac{\dot{v}}{v}=$ وهي في المثال السابق $=\frac{\dot{v}}{v}=$ ه

أى القيمة التي يكون ترتيبها الخامس وهي القيمة ١٨.

رتبة القيمة الثانية = $\frac{v+v}{v} = \frac{v+v}{v} = v$

أي القيمة التي يكون ترتيبها السادس وهي القيمة ١٩.

و بعد ذلك يمكن حساب الوسيط كما يلى:

الوسيط = مجموع القيمتين اللتين في الوسط

وبالتعويض في المثال السابق:

 $14,0 = \frac{TY}{Y} = \frac{14 + 14}{Y} = \frac{14}{Y} = 0.11$

ب ـ حساب الوسيط في الجدول التكراري:

ويتسم ذلك عندما يكون البحث الذي أجري ذا أعداد كبيرة ويكون

الاحتمال كبيراً للوقوع في الخطأ إذا استخدمت الطريقة السابقة ، هذا بالإضافة إلى صعوبة تطبيقها . وفي مثل هذه الأحوال (الأعداد الكبيرة) لا بد من توزيع الدرجات في جدول تكراري فلو فرض وكان لدينا جدولاً تكرارياً لتوزيع درجات مجموعة من الأفراد عددهم خمسين على اختبار للتوتر كما يلى:

فإنه يلزم إيجاد التكرار المتجمع الصاعد لإكمال الجدول تمهيداً للحصول على الوسيط.

تكرار متجمع صاعد	.	ٺ
٣	٣	_0
\ \v	18	-11
**	1.	-10
٣٦	9	- *•
٤٨	14	Yo
••	Y	-4.
	۰٠	

وتحسب رتبة الوسيط كما يلي =
$$\frac{2-4}{V}$$
 = أي $\frac{0}{V}$ = 20

ويكون حساب الوسيط باستخدام القانون الأتي:

و = الحد الأدنى للفئة الوسيطية +

رتبة الوسيط - تكرار متجمع صاعد للفئة قبل الوسيطية × مدى الفئة تكرار الفئة الوسيطية.

حيث أن:

و = الوسيط

الحد الأدنى للفئة الوسيطية =

وهي الفئة التي يقع فيها التكرار المتجمع الصاعد لرتبة الوسيط فمثلاً رتبة الوسيط في المشال السابق = ٢٥ وموقعها في التكرار المتجمع الصاعد بين التكرار المتجمع الصاعد ٢٠ أي أن الحد الأدنى للفئة الوسيطية هو ١٥ - مجموع التكرارات مقسومة على اثنين

رتبة الوسيط=

تكرار متجمع صاعد للفئة قبل الوسيطية =

أي التكرار المتجمع الصاعد للفئة قبل الوسيطية فالفئة قبل الوسيطية في التكرار المتجمع السابق هي الفئة ١٠ ـ والتكرار المتجمع الصاعد المقابل لها هو ١٧.

تكرار الفئة الوسيطية =

التكرار الأصلي المقابل للفشة الوسيطية فإذا كانت الفئة الوسيطية هي ١٥ ـ فإن تكرارها هو ١٠.

مدى الفئة =

وهو في هذا المثال يساوي ٥.

وبالتعويض من القانون في المثال السابق:

$$0 \times \frac{\Lambda}{1} + 10 = 0 \times \frac{1V - Y0}{1} + 10 = 0$$

$$= 01 + \frac{13}{1} = 01 + 3 = 19$$

10 أي أن قيمة الوسيط = 19

جـ حساب الوسيط عن طريق الرسم:

ويمكن حساب الوسيط بالرسم وذلك بحساب التكرار المتجمع النازل والتكرار المتجمع الصاعد.

مثال:

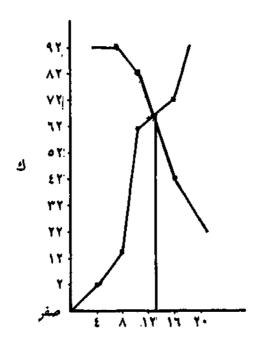
أجريت دراسة على ٤٠ أربعين شخصاً لمعرفة اتجاهاتهم نحو الحرب والسلام فكانت درجاتهم موزعة كما يلي:

تكرار متجمع صاعد مثوي	تكرار متجمع صاعد نسبي	تکرار متجمع صاعد	4	, C
Y	, • ٢	١	١	£
1 1 1	,18	٦	•	- ۸
7.7	٠,٦٢	19	۱۳	-17
VY	•,٧٢	79	١٠.	-17
1	1,	٤٠	11	- Y+
			٤٠	

ويكون التكرار المتجمع المثوي النازل لهذا التوزيع هو:

تكرار متجمع ناز ل مثوي	تكرار متجمع ناز ل نسبي	تكرار متجمع ناز ل	Ĺ	1
1	١,٠٠	٤٠	١	- £
97	۰,۹۷	74	•	۸_
٨٥	۰,۸٥	۳٤	۱۳	-14
٥٢	٠,٥٢	41	1.	- 17
**	٠, ۲۷	11	11	_ Y•
			٤٠	

ويتم رسم المنحنى لكل من التكرار المئوي الصاعد والتكرار المئوي النازل كما يلي:



وبطبيعة الحال فإن قيمة الوسيط تتحدد بإسقاط خط على محور الفئات عند تلاقي المضلع التكراري المثوي الصاعد مع المضلع التكراري المثوي النازل، وتكون قيمة الوسيط عند النقطة التي يقع عندها الخط الساقط في محور الفئات وبطبيعة الحال فإن قيمة الوسيط عن طريق الرسم لا تكون بنفس دقة حسابه عن طريق الجدول التكراري كما في ثانياً.

(٣) المنوال Mode

المنوال هو أكثر القيم التي تحصل على أكبر تكرار، وعلى ذلك يعتبر المنوال أكثر الدرجات شيوعاً. وهناك طريقتين للحصول على المنوال الأولى حسابية من الجدول التكراري والثانية عن طريق الرسم:

وهناك طريقتين للحصول على المنوال الأولى بصورة حسابية من الجدول التكراري والثانية عن طريق الرسم:

أ ـ حساب المنوال من الجدول التكراري:

ويتم ذلك عن طريق تحديد أكبر تكرار في الجدول وتكون الفشة المقابلة له هي الفئة المنوالية. وبعد ذلك يتم تطبيق القانون الخاص بذلك.

مثال: ويتضح لنا الكلام السابق من خلال تطبيقه على أحد الأمثلة.

تحديد التكرارات المستخدمة في حساب المنوال	4	ن
	٣	_0
تكرار الفثة قبل المنوالية	٧	-11
أكبر تكرار تقابله الفئة المنوالية ١٥ ـ	17	-10
تكرار الفئة بعد المنوالية	٨	_ ٧٠
	٥	_ 40

وللحصول على قيمة المنوال بعد ذلك يتم تطبيق القانون الآتي: المنوال = الحد الأدنى للفئة المنوالية + مدى الفئة

وبالتعويض عن القانون السابق في المثال السابق أيضاً تصبح قيمة المنوال هي:

$$|| \text{Laight}| = 0 + 0 \times \frac{\Lambda}{V + \Lambda} = 0 + \frac{3}{10} = 0 + 77, Y$$

$$= 77, V.$$

ب _ حساب المنوال عن طريق الرسم:

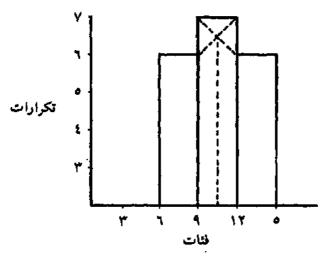
ويمكن حساب المنوال عن طريق الرسم باستخدام المدرج التكراري أيضاً ويوضح لنا المثال التالي هذا الكلام:

مثال :

تحديد التكرارات المستخدمة في حساب المنوال	4	ن
	0	-٣
تكرار الفئة قبل المنوالية	٦	-٦
تكرار الفئة المنوالية	٧	-4
تكرار الفئة بعد المنوالية	٦	-14"
	٣	-10

وتكون الخطوات التي تتبع للحصول على المنوال من المدرج التكراري هي:

- ١ ـ نقوم برسم تكرار الفئة المنوالية وتكرار الفئة التي قبلها والتي بعدها
 فقط.
- ٢ ـ نقوم بإيصال الطرف الأيمن لقمة الفشة قبل المنوالية بالطرف
 الأيمن لقمة الفئة المنوالية وذلك بمد خط بينهما.
- ٣ ـ نقوم بإيصال الطرف الأيسر لقمة الفئة بعد المنوالية بالطرف الأيسر
 لقمة الفئة المنوالية وذلك عن طريق مد خط بينهما.
 - ٤ _ بعد عملية الإيصال السابقة سنجد أن الخطين يتقاطعان .
- ه ـ نقوم بإنزال مستقيم من نقطة تقاطع الخطين السابقين على
 المحور السيني الخاص بالفئات.
- ٦ ـ تعتبر نقطة سقوط المستقيم على المحور السيني هي قيمة المنوال.
 ويوضح الرسم التالي للمثال الشابق هذا الكلام.



وتكون قيمة المنوال كما يتحدد من خلال النقطمة التي سقط عليها المستقيم المنقط في محور الفئات ه , ١٠ تقريباً . ويمكن التحقق من ذلك من

خلال حساب المنوال من الجدول التكراري كما يلي:

$$1 \cdot , \circ = \frac{7}{17} \times \% + 9 = \frac{7}{7+7} \times \% + 9 = 0, \cdot 1$$

بعض المشاكل في المتوال:

قد نجد في بعض الأحيان اشتمال الجدول التكراري على أكبر تكرارين متساويين في القيمة كما يلي:

쇠	ٺ
1	_ 0
٨	- Y
Y	- 9
٨	- 11
£	- 14
Y	~10

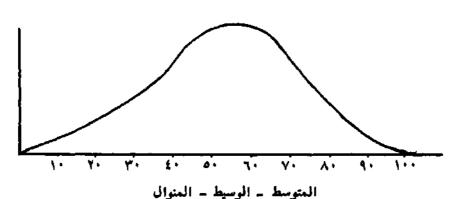
وكما سبق يلاحظ في الجدول السابق أن أكبر تكرار هو ٨ ويوجد هذا التكرار في مقابل الفئتين ٧ ــ ، ١١ ــ ويعني مثـل هذا التكرار أننـا بصـد مجموعتين واحدة ولذلك يلزم الحصول على منوالين لا منـوال واحـد كمـا يلى:

ويمكن اعتبار متوسط المنوالين السابقين المنوال الذي يعبر عن القيمة الأكثر شيوعاً للجدول السابق: المنوال في الجدول السابق = ٢٢ ، ٨٠ + ٢٢ ، ٢٠ + ٢ = ٢٠ ، ٢١ ÷ ٢ = ٥ . ١ . ٥ . ١ .

الملاقة بين المتوسطات الثلاث في التوزيع التكراري:

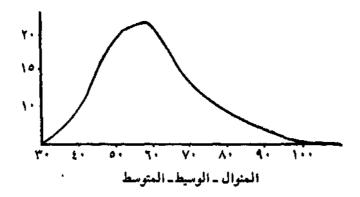
يقصد بعلاقة المتوسطات الثلاث (المتوسط الحسابي .. الوسيط . المنوال) موقعهم في التوزيع التكراري بالنسبة لبعضهم البعض.

1 - وعندما يكون التوزيع اعتدالياً (يقصد بالتوزيع الاعتدالي أن القيم الأصلية الموضوعة في الجدول التكراري نابعة من عينة تمثل المجتمع الأصلي تمثلاً سليماً وعشوائياً. وأن أداة القياس التي تم استخدامها - اختبار ذكاء مثلاً - مناسبة لمستوى سن وتعليم أفراد العينة كما أن الاختبار ذكاء مثلاً - مناسبة لمستوى سن وتعليم أفراد العينة كما أن الاختبار نفسه أجريت عليه معالجات إحصائية كثيرة للتأكد من صلاحيته) نجد أن قيم المتوسطات الثلاث واحدة وبالتالي فإن موقعهم في المنحنى التكراري يكون في نقطة واحدة كما يلي:



(موقع المتوسط والوسيط والمنوال في التوزيع الاعتدالي) .

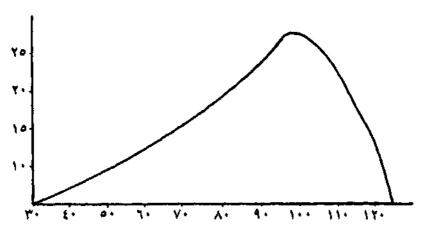
٧ - في حالة التوزيعات الملتوية أي التوزيعات التكرارية التي تكون فيها الدرجات والقيم الأصلية نابعة من تطبيق اختبار ذكاء مثلاً على عينة من ضعاف العقول أي أن الاختبار يكون صعباً في مستواه بالنسبة لهم. أو أن يطبق اختبار سهل في مستواه على طلبة في المدارس الثانوية أو الكليات الجامعية فينجح معظمهم في الاختبار. ويكون التوزيع في حالة ضعاف العقول موجب الالتواء Positively skewed وذلك لأن التكرارات تكون



مجتمعة عند القيم الصغيرة ويكون موقع الوسيط في الوسط، والمنوال على اليسار والمتوسط على اليمين .

٢ - موقع المتوسط والوسيط والمنوال في التوزيع الموجب الالتواء:

ويكون التوزيع في حالة طلبة الكليات سالب الالتواء Negatively أي تكون التكرارات متجمعة عند القيم الكبرى أي أن معظمهم ينجحون في الإجابة على معظم أسئلة الاختبار ويكون موقع الوسيط في الوسط والمنوال على اليمين (عكس حالة الالتواء الموجب) والمتوسط على اليسار.



المنوال - الوسيط ـ المتوسط

٣ ـ موقع المتوسط والمنوال والوسيط في حالة التوزيع السالب الالتواث.

الحصول على قيمة المتوسطات الثلاث في حالة غياب أحدهما:

يمكن الحصول على قيمة أحد المتوسطات الثلاث إذا توفرت قيمة المتوسطات الأخران عن طريق المعادلات الآتية:

۱ ـ المتوسط الحسابي = $\frac{T}{Y}$ الوسيط $-\frac{1}{Y}$ المنوال ۲ ـ الوسيط = $\frac{1}{Y}$ المنوال + $\frac{T}{Y}$ المتوسط الحسابي ۲ ـ المنوال = $T \times 1$ لوسيط - $T \times 1$ المتوسط الحسابي .

ويوضع المثال الآتي هذا الكلام.

<u> </u>	ن
٣	_0
٧	_ 10
11	- 10
٨	_ 40
<u> </u>	_ 40

وقيمة المنوال في المثال السباق = ٦٧, ٦٦ وقيمة الوسيط = ١٨,١ وقيمة المتوسط = ١٨,٣٣

١ ـ الحصول على المتوسط من قيمة الوسيظ والمنوال:

المترسط = $\frac{\gamma}{\gamma}$ = ۱۷, ۲۲ × $\frac{1}{\gamma}$ – ۱۸, ۱ × $\frac{\gamma}{\gamma}$ = المترسط

٢ - الحصول على الوسيط من قيمة المتوسط والمنوال :

 $\frac{1\sqrt{17}}{\pi} = \sqrt{17} \times \sqrt{17} \times \sqrt{17} \times \sqrt{17} = \sqrt{17}$

 1λ , $\cdot 4 = 17$, 71 + 6, $\lambda\lambda = \frac{\psi_1, \eta_2}{\psi} =$

٣- الحضول على المنوال من قيمة الوسيط والمتوسط:

المنوال = ٣ × ١٨ ، ١ - ٢ × ٢٠ ، ١٨ = ٣ ، ١٥ - ١٢ ، ٢٦ = ٢٦ ، ١٧ .

تمارين على المتوسطات

۱ _ أجرى باحث دراسة على مجموعة من الأطفال المشردين بهدف التعرف على مستوى ذكائهم وكان عددهم ثلاثين طفلاً ودرجاتهم كانت كما يلى:

A0-AV-44-1..-77-VY-4A-1.4-44-VY

04-11-44-1.4-04-44-44-11. ...

10-10-01-01-07-70-07-01-01

والمطلوب أولاً:

١ ـ توزيع الدرجات السابقة في جدول تكراري مدى الفئة فيه ١٠.

٢ _ حساب المتوسط الحسابي بطريقتين.

٣_حساب الوسيط بطريقتين.

٤ _ حساب المنوال بطريقتين.

والمطلوب ثانياً.

١ ـ رسم المضلع التكراري للدرجات السابقة بعد توزيعها في جدول
 تكراري مرة ثانية على أن يكون مدى الفئة ١٥.

٢ _ تسوية التوزيع باستخدام المتوسطات المتحركة .

٣ ـ رسم المدرج التكراري.

٢ ـ فيما يلي توزيعين تكرارين لمجموعتين من الإناث والذكور على
 أحد الاختبارات النفسية .

ٺ	ك ذكور	ك أناث
-1.	٧	14
- 1 Y	٨	14
-11	10	17
-17	44	44
- ۱۸	**	14
_ Y •	7	٨
	٨٠	4.

المطلوب أولاً:

- ١ ـ المقارنة بين المجموعتين باستخدام المضلع .
 - ٢ ـ حساب المنوال في مجموعة الذكور.
- ٣ ـ حساب المتوسط الحسابي في مجموعة الإناث.
- ٤ ـ حساب الوسيط في مجموعة الذكور والإناث.

سادسأ

مقاييس التشتت

Measure of Scattering

مقدمة: إن النتائج التي نخرج بها من المتوسطات الحسابية مضللة إلى حد كبير إن لم تقترن بمعامل آخر هو الشتت. والدليل على ذلك الكلام أنه لو كان لدينا مجموعتين من الأفراد طبق عليهما أحد اختبارات القدرات وكان عدد الأفراد في كل مجموعة أربعة وكانت درجات المجموعتين على الاختبار كما يلى:

الأشنخاص:	1	۲	٣	٤	مج	المتوسطة
المجموعة الأولى:	۰۵	٥	صفر	40	۸٠	۲.
المجموعة الثانية :	٧.	۱۸	71	۲1	٨٠	٧٠

ويتبين لنا من خلال ما سبق أن المتوسط في المجموعتين واحد رغماً من أن الأفراد في المجموعة الثانية متقاربين في درجاتهم من بعضهم البعض ومن المتوسط. إلا أنه في المجموعة الأولى نجد أن الشخص الأول قد حصل على درجة ٥٠ خمسين والثاني حصل على درجة ٥ خمسة والثالث حصل على درجة صفر والرابع حصل على درجة ٢٥ خمسة وعشرين. ونلاحظ أن درجات أفراد هذه المجموعة متباعدة عن بعضها البعض ورغما من ذلك فإن متوسطها مماثل لمتوسط المجموعة الثانية. ولمعرفة الوضع الحقيقي لقيم المجموعة لا بد أن نقيس مدى تباعد أو تشتت القيم بعضها عن

بعض. ولا يعني ذلك أن المتوسط لا قيمة له بل أن مقياس التشتت يفيد في تفسير المتوسط بل والظاهرة موضوع الدراسة ولقياس التشتت عدة أساليب منها:

- ١ ـ المدى المطلق Range
- Y _ نصف المدى الربيعي Semi interquartile Range
 - ٣ ـ الانحراف عن المتوسطMean deviation
 - \$ _ الانحراف المعياري Standard deviation

(١) المدى المطلق

يعتمد المدى المطلق في حسابه على أعلى قيمة وأدنى قيمة في التوزيع. ويتم طرح أدنى قيمة من أعلى قيمة. فلو كان لدينا القيم الآتية وهي درجات عشر أفراد في اختبار للقدرة اللفظية Verbal ability.

فإننا نلاحظان أصغر قيمة هي درجة الفرد رقم (٧) وهي الدرجة ٢ وأن أكبر قيمة هي درجة الفرد رقم (٤) وهي الدرجة ٢٠. ولذا فإن المدى المطلق يساوي:

المدى المطلق = أكبر قيمة - أصغر قيمة . وبالتعويض تصبح قيمة المدى المطلق في المثال السابق:

المدى المطلق = ٢٥ - ٢ = ٢٣

حساب المدى المطلق في جدول تكراري

ويمكن الحصول على المدى المطلق من الجدول التكراري وهـو يساوي: المدى المطلق = الحد الأعلى لأعلى فئة - الحد الأدنى لأدنى فئة.

ٺ	4
_ 0	٣
-1.	ŧ
_ \ 0	٥
_ Y •	۴

الحد الأدنى لأدنى فئة = ٥ الحد الأعلى لأعلى فئة = ٢٤ المدى المطلق = ٢٤ - ٥ = ١٩.

(٢) نصف المدعي الربيعي

لاحظنا في المدى المطلق أنه يعتمد في حسابه على أعلى قيمة وعلى أدنى قيمة إذا كنا سنقوم بحسابه من القيم الخام مباشرة. أما إذا كنا سنحصل عليه من الجدول التكراري فإنه يعتمد أيضاً في حسابه على أعلى فئة وعلى أدنى فئة. أي أن عيب المدى المطلق يتركز في اهتمامه عند حسابه على قيمتين مهملاً باقي القيم وهاتين القيمتين المتطرفتين لا تمثلان بطبيعة الحال قيم المجموعة.

ولتلافي العيب السابق يهتم نصف المدى الربيعي في حسابه على الجزء المتوسط من القيم مع إهمال القسم العلوي والقسم السفلي. ويتم استخراجه بإيجاد التكرار المتجمع الصاعد لتكرارات المجموعة كما في المثال الآتى:

ک صاعد	2)	ن
١٢	14	صفر ـ
٤٠	44	-1.
٧٦	47	_ Y•
117	£.	-4.
144	44	- \$ *
177	٧٠]	" o •
177	^	
	177	

ولحساب نصف المدى الربيعي من الجدول السابق نتبع ما يلي:

١ ـ نقوم بحساب رتبة الربيع الأدنى وهو يساوي = ع<u>مـ ك</u>

٢ ـ نقوم بحساب رتبة الربيع الأعلى وهو يساوي = مجـ ك × ٢٠

(أو طرح رتبة الربيع الأدنى من مجموع التكرارات ويكون الناتج هو رتبة الربيع الأعلى).

٣ ـ نقوم بتحديد رتبة الربيعين الأدنى والأعلى بالنسبة للتكرار الصاعد.

٤ ـ نقوم بحساب قيمة الربيع الأدنى والربيع الأعلى باستخدام القانون الأتي.

> قيمة الربيع = الحد الأدنى للفئة الربيعية + مدى الفئة × رتبة الربيع ـ التكرار المتجمع الصاعد للفئة قبل الربيعية تكرار للفئة الربيعية

ويلاحظأن القانون السابـق هو نفس قانـون الـوسيط مع تغيير كلمـة الوسيط بالربيعية. ٥ ـ بعد ذلك يتم حساب نصف المدى الربيعي بالقانون الآتي :

 $\frac{-\Psi_{2}}{V} = \frac{V^{2}-V^{2}}{V}$ نصف المدى الربيعي

، رسم = الربيع الثالث ، ر١ = الربيع الأول .

ونطبق الخطوات السابقة على المثال السابق كما يلي:

١ - رتبة الربيع الأدنى = ١٧٦ = ٤٤

۱۳۲ = $\frac{T}{4}$ × ۱۷٦ = ۱۳۲ مرتبة الربيع الأعلى

147 = ££ - 177 =

٣- تقع رتبة الربيع الأدنى في التكرار المتجمع الصاعد بين ٤٠، ٧٦.

٤ - تقع رتبة الربيع الأعلى في التكرار المتجمع الصاعد بين ١١٦،

. 1 £ A

 $71,11 = (\frac{3.-33}{77} - \frac{33-3}{77}) = 71,11$

٦ - قيمة الربيع الأعلى:

\$0 = 117 A 187 × 1 + \$ + =

 $\frac{Y_{1,11A40}}{Y} = \frac{91711}{Y}$ الربيعي = $\frac{9}{11}$

11,90=17,49=

ويرمز للربيع الثألث بالرمز ر٣ وللربيع الأول بالرمز ر١

وفي الإنجليزية يرمـز للربيع الثالث بالرمز Q3 وللربيع الأول.Q1.

استخدام الربيع في استخراج المجموعات المتطرقة من التوزيع :

يمكن أن يستخدم الباحث قيمة الربيع الأعلى فها فوق للكشف عن الأفراد

الموجودين في التوزيع ويمثلون أعلى أداء، وتستخدم قيمة الربيع الأدنى فما أقل للكشف عن الأفراد الذين يقعون في التوزيع ويمثلون أقل أداء ويطلق على مثل هذه المجموعات بالمجموعات المخططة المستخرجة من جماعة ذات أصل واحد كجماعة الفصل المدرسي مثلاً والتي يمكن من خلال الربيع معرفة المتفوقين دراسياً وغير المتفوقين.

و بعد عملية فصل كل مجموعة على حدة يمكن حساب دلالة الفرق بين تحصيلهم بأسلوب الدلالة المناسب كما سنرى فيما بعد.

(٣) الانحراف عن المتوسط

وجدنا في نصف المدى الربيعي أنه يقتصر على القيم التي في وسط التوزيع مهملاً القيم التي في طرفي التوزيع. وهذا عيب لا يمكن إغفاله ولذلك فلا بدمن مقياس للتشتت يضع في اعتباره القيم جميعاً. ويعتبركل من الانحراف عن المتوسط والانحراف المعياري من مقاييس التشتت التي تضع في حسابها كل القيم ولذلك يشيع استخدامهما.

وهناك طريقتان لحساب الانحراف عن المتوسط الأولى من القيم الخام والثانية من الجدول التكراري.

أ ـ حساب الانحراف عن المتوسط من القيم الخام:

ويعتمد ذلك على حساب المتوسط الحسابي للقيم ثم حساب انحراف هذه القيم عن المتوسط. ثم جمع مجموع الانحرافات بصرف النظر عن الإشارات وقسمة الناتج على عدد القيم فيساوي خارج القسمة الانحراف عن المتوسط.

مثال:

انحراف القيم عن المتوسط	القيم	الأشخاص
\ 	į o	1
۸+	٥٢	*
14 +	74	٣
٠٣ - ١٣	٣١	٤
٦ +	.	٥
Y -	£ Y	٦
19 -	<u> </u>	Y
<u> </u>	۳۰۸	مجـ القيم =
<u> 71 - </u>	£ £ = V ÷ W	متوسط القيم = ٨٠
صفر		

مجموع الانحرافات بصرف النظر عن الإشارات = ٣٤ + ٣٤ = ٦٨ الانحراف عن المتوسط = ٦٨ ÷ ٧ = ١,٧١

والخطوات التي تم اتباعها هي:

١ ـ جمع القيم للأشخاص السبعة.

٢ .. قسمة مجموع القيم على عدد الأشخاص لنحصل على المتوسط.

٣ حساب انحراف كل قيمة عن المتوسط بطرح المتوسط من القيمة .

٤ - جمع الانحراف الموجب الإشارة والسالب الإشارة كل على حدة ،
 ويجب أن يكون كلا الانحرافين متساوياً . فيكون الناتج صفراً .

ه ـ جمع الانحرافات الموجبة والانحرافات السالبة بصرف النظر عن إشاراتها، على بعضهما البعض.

٦ ـ قسمة مجموع الانحرافات على عدد الأشخاص لنحصل على
 الانحراف عن المتوسط.

ب _ حساب الانحراف عن المتوسط من الجدول التكراري:

يعتمد حساب الانحراف عن المتوسط من الجدول التكراري على حساب الفرق بين المتوسط الحسابي ومركز الفئة وضرب هذا الفرق في تكرار الفئات يتضح هذا الكلام في المثال الآتي :

مثال:

س ـ م × ك	س-م	س	ك ح	ح	2	زر
Į.	4	٩	۲۰ ـ	٤	٥	-۸
٨٤	٧	11	41-	٣	۱۲	-1.
٧٥	٥	14	۳۰	۲.,	١٥	-17
٥٤	١٣	10	۱۸-	١	١٨.	-18
١٥	\	۱۷	-	صفر	١٥	-17
۱۷	(,	19	17+	۱+	۱۷	~14
۰۷	*	41	۳۸ +	· Y +	14	- Y ·
٥٥	٥	74	77 +	۴+	11	_ 44
74"	v	10	*7 +	٤+	4	_ Y£
۸۱	4	44	10+	0+	4	77
017			179+		14.	
	}	}	111-			
		<u> </u>	70+			

وخطوات حساب الانحراف عن المتوسط من الجدول التكراري هي:

- ١ _ حساب المتوسط الحسابي.
 - ٢ _ حساب مراكز الفئات.
- ٣ ـ حساب الفرق بين مراكز الفثات والمتوسط.
- ٤ ـ ضرب الناتج من الخطوة السابقة في التكرارات.
 - ۵ نقوم بجمع العمود س − م × ك.
- ٦ ـ نقوم بقسمة الناتج في الخطوة السابقة على مجموع التكرارات.

لنحصل على الانحراف عن المتوسط. مجس-م×ك عدك

ويتضح الكلام السابق بالتعويض عن القانون كما يلي: المتوسط الحسابي = $10 + \frac{170}{177} \times 7 = 10$ الانحراف عن المتوسط = $\frac{730}{177} = 7$, $\frac{3}{177}$

(٤) الانحراف المعياري

يتشابه الانحراف المعياري مع الانحراف المتوسط في طريقة خسابه والاختلاف الوحيد يتركز في أن الانحراف المعياري يتخلص من الإشارات بتربيع القيم. وللحصول على الانحراف المعياري توجد طريقتان:

الأولى: من القيم الخام.

والثانية: من الجدول التكراري.

أ-حساب الانحراف المعياري من القيم الخام:

وتتلخص هذه الطريقة بعد حساب الانحراف عن المتوسط تربيع هذا الانحراف (للتخلص من الإشارات) ثم إيجاد الجذر التربيعي لمجموع هذه الانحرافات مقسومة على عدد الأشخاص. والانحراف المعياري بهده

الصورة عبارة عن الجدر التربيعي لمتوسط مربعات الانحرافات عن المتوسط.

مثال:

مربع الانحراف عن المتوسط	الانحراف عن المتوسط	القيم	الأفراد
١	1	40	,
4	٣_	۳٧	۲
122	14-	٧.	۳
1	1.	٤٤	٤
17	ŧ -	۳٠	ه
Y0	•	44	٦
4	٣	٣١	v
4.8		YYA	

المتوسط = ۲۳۸ ÷ ۷ = ۴۴ و المتوسط = ۲۳۸ غ
$$\sqrt{\frac{r\cdot t}{V}} = \sqrt{\frac{r\cdot t}{V}} = 1,09$$

ب - حساب الانحراف المعياري من الجدول التكراري:

وتتبع في ذلك نفس خطوات حساب المتوسط ثم تضرب ك حَ في حَ لنحصل على ك ّح، وبعد ذلك يتم تطبيق القانون الآتي:

حيث أن:

مثال:

ك نُح	ك ح	خ	1	نب
٣	٣_	١-	٣	_0
-	-	صفر	٤	-1.
٨	۸+	۱+	٨	-10
٧٠	۱۰+	Y +	ه	Y •
71	٣_		٧.	
	۱۸ +	l i		
	10+			<u></u>

وبالتعويض عن القانون السابق تكون قيمة ع هي:

$$3 = \sqrt{\frac{\pi}{1} \cdot \frac{\pi}{1}} = \sqrt{\frac{\pi}{1} \cdot \frac{\pi}{1}} = 0$$

$$\xi, \Lambda \rho = \cdot, \Psi \times \rho = \overline{\cdot, \Psi \xi} = 0$$

تمارين على مقاييس التشتت

١ ـ يوضح الجدول التكراري الآتي توزيع درجات مجموعة من الطلبة
 في أحد مقاييس الاتجاهات.

4	ٺ
٣	-1.
٤	- *•
14	-4.
11	- 1.
1.	_01
1.	-4.

والمطلوب حساب:

١ - المدى المطلق.

٢ _ نصف المدى الربيعي.

٣ ـ الانحراف عن المتوسط.

٤ _ الانحراف المعياري.

٢ ـ فيما يلي قيم ٤٠ أربعين عامالاً على اختبار للمعلومات
 الميكانيكية:

والمطلوب:

onverted by Tiff Cambine - (na stamps are applied by registered version)

- ١ _ حساب المدى المطلق.
- ٢ ـ توزيع القيم في جدول تكراري.
- ٣ ـ حساب التشتت عن طريق: نصف المدى الربيعي والانحراف المعياري.

سابعاً المعايير Norms

مقدمة: إن القيمة الخام في أي مجموعة من القيم لا تعطي معنى أو دلالة. فإذا فرضنا أن شخصاً ما أحد في مادة ١٥ من عشريسن $(\frac{10}{7})$ فإن هذه اللرجة لا تدل على ما إذا كان هذا الشخص قوياً في هذه المادة أو متوسطاً أو ضعيفاً. فقد يكون الاختيار صعباً حتى أن هذه الدرجة هي أعلى الدرجات وقد يكون سهلاً بحيث أن هذه الدرجة أقل الدرجات أو قد يكون متوسطاً بحيث أن هذه الدرجة تقع في وسط التوزيع.

لهذا فإن القيمة الخام Raw Score لا تستعمل عادة في المقارنات ومن الوسائل المستخدمة لهذا الغرض الدرجة المعيارية والمثينية.

\ _ الدرجة المعيارية Standard Score \

وقانون الدرجة المعيارية (*) قائم على أساس حساب الفرق بين القيمة والمتوسط مقسوماً على الانحراف المعياري.

^(*) يمكن معرفة هل هناك فرق له دلالة إحصائية بين درجة الفرد الخام وبين متوسط جماعته باستخدام الدرجة المعيارية وتوضع درجة الفرد في المعادلة مكان الفيمة. ويعتبر الفرق دالأ عند مستوى ٠٠,٠٠ إذا كانت الدرجة المعيارية ١,٩٦ ودالاً عند ٠,٠٠ عندما تساوي ٢,٥٨.

ه والدرجة المعيارية على ذلك قد تساوي صفراً في حالة تساوي القيمة بالمتوسط.

*كذلك تكون اللرجة المعيارية موجبة الإشارة إذا كانت القيمة أعلى من المتوسط.

وتكون الدرجة المعيارية (S.S.) سالبة الإشارة إذا كانت القيمة أقل من المتوسط.

مثال:

م في المثال السابق = 0 ع في المثال السابق = 1,5 فإذا أردنا حساب الدرجات المعيارية المقابلة للقيم الآتية:

7-0-1,0

نطبق القانون السابق:

الدرجة المعيارية للقيمة ٥ عر<u>ه ٥ مفر</u> = صفر

-1.4 الدرجة المعيارية للقيمة ٢ $=\frac{7-6}{1.4}$

تحويل الدرجات المعيارية للقيم الأصلية:

في الجدول السابق ما هي القيمة المقابلة للدرجة المعيارية + ٢.

معنى الدرجة المعيارية + ٢ هو أن القيمة الخام تزيد عن المتوسط بمقدار ٢ انحراف معياري أي بمقدار ٢ × ١,٤

وفي هذا المثال تكون القيمة المقابلة الدرجة المعيارية + ٢ تساوي = $0 + 7 \times 1 = 0 + 7$

القيمة الخام = المتوسط \pm الدرجة المعيارية \times ع

ولحساب القيمة المقابلة للدرجة المعيارية ـ ١ فإنها تساوي = ٥ ـ ١ × *, 7 = 1, 8 = 0, 1, 1 = 1, 1, 1 = 1, 1, 1 = 1, 1, 1 = 1, 1, 1 = 1

٢ ـ الدرجة التائية

وهي عبارة عن درجة معيارية متوسطها ٥٠ وانحرافها المعياري ١٠. وبها يمكن التخلص من الإشارات السالبة والموجبة في الدرجة المعيارية. فمثلاً لوكان لدينا درجة معيارية ـ ١ فإن الدرجة التائية المقابلة لها تساوي = ٠٥ - ١٠ = ٠٠ ، وقانون الدرجة التائية يساوي:

 $= .0 \pm 1$ الدرجة المعيارية × ١٠.

٣ ـ المئين

Percentile

يشير المئين لمركز الفرد بالنسبة للجماعة التي ينتمي إليها ويستعين به الأخصائي في عمليات الاختيار المهني Vocational Selection فبعد أن يطبق الاختبار على الشخص ويقوم بتصحيحه فإنه يحاول أن يعرف مركز هذا الشخص بالنسبة لمجموعته في معايير الاختبار المئينية.

ويدل المثين على النسبة المئوية للقيم التي تقع قبل القيمة المطلوبة. فإذا كانت الرتبة المثينية لشخص ما في اختبار معين بالنسبة لمجموعة هي (٩٠ درجة) كان معنى ذلك أن ٩٠٪ من أفراد العينة تحتل مكاناً أدنى من المكان الذي يحتله هذا الفرد ومعنى ذلك أنه كلما زادت الرتبة المئينية للقيمة ذل ذلك على أنها قيمة كبيرة نسبياً بالنسبة لقيم المجموعة.

مثال:

ك صاعد	4	Ĺ.
۳۰	۳۰	- Y
۸۰	٥٠	- £
17.	٤٠	- 4
۱۷۰	٥٠	- ^
7	٣٠	-1.
	۲.,	

والمطلوب في هذا المثال معرفة المئين الد ٧٠ وتكون أول خطوة هي حساب رتبة القيمة في المجموعة ثم حساب قيمة المئين (قانونهما كقانمون الوسيط).

رتبة القيمة =
$$\frac{V}{V} \times V = V$$
 وتبة القيمة = $\frac{V}{V} \times V = V$ قيمة المئين = الحد الأدنى للفئة المئينية + $\frac{V}{V} \times V = V$ الفئة القيمة - التكرار المجتمع الصاعد قبل الفئة المثينية $V = V \times V = V$ الفئة تكرار الفئة

قيمة المثين في المثال السابق:

$$\Lambda, \Lambda = \underbrace{\xi \cdot}_{0 \cdot 1} + \Lambda = \Upsilon \times \underbrace{1 \Upsilon \cdot - 1 \xi \cdot}_{0 \cdot} + \Lambda =$$

الخطوات:

٢ ـ الإيجاد قيمة المثين تتبع نفس طريقة الحصول على الوسيط. أي نحصل على
 التكرار المجتمع الصاعد ومنه نعرف تكرار الفئة المثينية.

٣ _ القيمة = الحد الأدنى للفئة +

الفرق بين رتبة القيمة و ك صاعد × مدى الفثة تكرار الفئة

تمارين

الجدول التكراري الآتي يمثل توزيع أحد السمات الانفعالية:

4	ٺ
ν .	-11
٨	- 17
۱۳	- \ \$
10	-17
•	- \ A
۲	_ *

والمطلوب:

١ ـ حساب الدرجات المعيارية المقابلة للقيم الآتي:

Y--17-11-1.

onverted by Tiff Combine - (no stamps are applied by registered version)

٢ ـ حساب قيمة المثين الـ ٥٠، ٤٠، ٥٥.

٣ ـ أحسب الدرجات التاثية المقابلة للدرجات المعيارية الآتية:

.1, - . . , 27 + . . , 0 + . 1 - . 1, "+



الجُ زُوُ الشَّانِي الاجصسَاء النطبيسَّقي



أولاً

معاملات الارتباط Correlation Coeficient

مقدمة: يستخدم معامل الارتباط في الكشف عن العلاقة بين أي متغيرين وعما إذا كانت هذه العلاقة موجبة أو سالبة. ويقصد بأن العلاقة موجبة (+) أن الزيادة في أحد المتغيرين يتبعه زيادة في المتغير الثاني، مثل الزيادة في انتظام التلاميذ وحضورهم إلى المدرسة يتبعه زيادة في درجة تحصيلهم، ومثل الزيادة في مواظبة العامل على عمله وإطاعته لأوامر رؤسائه (المتغير الأول) يتبعه زيادة في كفاءته الإنتاجية في العمل (المتغير الثاني). كما يقصد بأن العلاقة سالبة (-) أن الزيادة في أحد المتغيرين يتبعه نقصان في المتغير الأول) يتبعه نقصان في كمية إنتاجية (المتغير الثاني) ومثل زيادة عدد الحوادث التي يقع فيها العامل في عمله (المتغير الأول) يتبعه فيها العامل في عمله (المتغير الأول) يتبعه أنها العامل في عمله (المتغير الأول) يتبعها نقصان في عدد الرحدات التي يقع فيها العامل في عمله (المتغير الأول) يتبعها نقصان في عدد الرحدات التي ينتها نعها نقصان (عكس الزيادة) في الناحية الثانية .

وعندما نعبر عددياً عن نوع هذه العلاقة في مجال العلوم الإنسانية كعلم النفس وعلم الاجتماع فإن هذه العلاقة تقع بين أقل من + 1 وبين أقل من - 1 ، أي تقع بين + 9 ، ، ، - 9 ، ، وذلك لأن العلاقة التامة الكاملة سواء أكانت موجبة (+ 1) أو كانت سالبة (- 1) لا توجد في مجال علم النفس

والاجتماع بل توجد في مجال العلوم الطبيعية فقط مثل العلاقة بين حجم الغاز وضغطه فكلما زاد ضغطنا باليد على بالونة بها غاز قلت كمية الغاز الموجودة في البالونة بنفس مقدار الضغط . . . وهكذا . كذلك فإننا نجد عند وضعنا لجسم صلب من الخشب مثلاً على سطح إناء به ماء وضغطنا بإصبعنا على هذا الجسم فإن حجم الجزء الذي غاص من هذا الجسم في الماء يعادل كمية الماء التي زادت في الإناء وبنفس المقدار أي أن العلاقة هنا تكون تامة وموجة أي تساوي + 1 .

والسبب في أن العلاقة في مجال علم النفس وعلم الاجتماع لا تكون تامة موجبة أو تامة سالبة كتلك السابق الكلام عنها في العلوم الطبيعية راجع إلى أن موضوع الدراسة في مجال هذه العلوم (النفس والاجتماع) وهو أن الإنسان كاثن متغير تبعأ للظروف العاثلية والاجتماعية والبيئية النمى يعيش فيها. فنجده سعيداً في وقت وحزيناً في وقت آخر عندما تحدث له حادثة ما أو تلم به مصيبة أو كارثة لضياع نقوده أو رسوبه وعدم نجاحه في الامتحان أو العمل. كذلك نجد أن هذا الإنسان في وقت ما يتمتع بعلاقات حسنة مع زملائه وأصدقائه وأفراد أسرته وفي وقت آخر نجدأن هذه العلاقات قدسادها التوتر والصراع بسبب عدم التعاون أو المنافسة على موضوع ما بينه وبين باقى أفراد جماعته. كذلك نجد أن هذا الإنسان يفكر تفكيراً صائباً سليماً في لحظة ما، وفي لحظة أخزى نجد أن تفكيره قد تلون بالإضطراب والتفكك وذلك لشدة واستمرار ما يواجهه في دراسته أو عمله من مواقف الفشل وعدم النجاح، ولهذا كله فإننا لا نتوقع مثلاً أنه إذا حفظ الطالب أو تلميذ التدريب درسه وعرف جميع قواعده وحل كثيراً من الامتحانات السابقة المماثلة أن يحصل على الدرجة النهائية _ وهذا الكلام بالنسبة للأغلبية بالطبع لأنه من المحتمل كثيراً أن يحدث للطالب يوم الامتحان أمر ما يؤدي إلى عدم حصوله على الدرجة النهاثية كتأخر لحظات عن الامتحان نتيجة لظروف المواصلات

أو لضياع بطاقة دخوله الامتحان مما يؤدي ذلك إلى تأخره بعض الوقت حتى يتم إثبات شخصيته بوسيلة أخرى. أو كأن يكسر سن قلمه أو ينضب ما فيه من حبر، أو يحدث في بيته أي خلاف بين أبيه وأمه. . . إلخ. كل هذه الأمور بدون أدنى شك تؤثر في نتيجة الطالب وبالتالي ـ وكما سبق أن قلنا ـ لا نتوقع أن تكون هناك علاقة تامة موجبة أو تامة سالبة في مجال علم النفس وعلم الاجتماع بل تكون العلاقة فيهما جزئية موجبة (+ ٢٢ ، • مثلاً) أو جزئية سالبة (+ ٢ ، • مثلاً) وسنوضح فيما بعد أنواع هذه العلاقات الخمس إحصائياً:

أ ـ التامة الموجية .

ب ـ التامة السالبة.

جــ الجزئية الموجبة.

د ـ الجزئية السالبة .

هـ ـ العلاقة الصفرية أي لا يوجد علاقة بين المتغيرين.

وأشكال معاملات الارتباط كثيرة منها:

أ _ معامل ارتباط الرتب لسبيرمان.

ب ـ معاملات ارتباط بيرسون الآتية :

١ ـ معامل ارتباط بيرسون عن طريق القيم المخام.

٢ ـ معامل ارتباط بيرسون عن طريق الانحراف عن المتوسط.

٣ ـ معامل ارتباط بيرسون عن طريق جدول الانتشار.

جــ معامل التوافق.

د ـ معامل فاي .

هـ ـ معامل الارتباط الثنائي.

وسنتناول كل منها فيما بعد بالتفصيل محددين الخطوات المختلفة المستخدمة في حسابه، ضاربين كثيراً من الأمثلة المحلولة على ذلك.

(۱) معامل ارتباط الرتب لسبيرمان Rank Correlation

يستخدم معامل ارتباط الرتب لسبيرمان في حالة العينات التي يكون العند فيها صغيراً ويعتمد في حسابه على ترتيب القيم في كل من المتغيرين موضوع الدراسة ثم حساب الفرق بينهما وبعد ذلك يتم تربيع هذا الفرق للتخلص من الإشارات.

وقانون معامل ارتباط الرتب هو:

 $0 = 1 - \frac{r + \omega}{c(0' - 1)}$

ولعل كلامنا يكون واضحاً لو أوردنا المثال الآتي:

مثال (١) .

أراد باحث أن يعرف هل هناك علاقة بين حجم أسرة العامل الصناعي وكفاءته الإنتاجية أم لا؟. أي هل كلما زاد عدد أفراد أسرة العامل كلما زادت كفاءته الإنتاجية أم العكس؟. فقام الباحث بجمع بيانات عن خمسة من هؤلاء العمال تتعلق بعدد أفراد أسرتهم (المتغير س) وتتعلق بكفاءته الإنتاجية (المتغير ص) فكانت كما يلي:

ن ۲	ن	رتبة ص	رتبة س	الكفاءة الإنتاجية (ص)	حجــمالأسرة (س)	العمال (ق)
1	١-	۲	1	ź	٥	١
1	١_	٥	٤	١	٧ .	۲
١	١-	٣	۲	٣	٤	۳
٤	Y +	١	۳	٥	٣	٤
٤	٧	٤	٥	Y	١	٥
11	4+		10	10		
	صفر			1		

وبالتعويض عن معادلة ارتباط الرتب لسبيرمان في هذا المثال كما يلى:

$$c = 1 - \frac{r \times r}{\sigma(\sigma r - r)} = 1 - \frac{rr}{r \cdot r} = 1$$

حيث أن:

ر = معامل الارتباط.

ف٢ = مجموع مربع الفرق بين رتبة س، رتبة ص.

ن = عدد الأفراد.

ن٢ = مربع عدد الأفراد.

مثال (۲):

أراد باحث أن يكشف عن العلاقة بين العمر والـذكاء لذى مجموعة مكونة من ٦ ستة أفراد وكانت درجاتهم على هذين المتغيرين كالآتي:

Ĺ	ٺ	رتبة ص	رتبة س	ص	س	ق
٤	۲_	٤	۲	4	40	١
صفر	صفر	٣	٣	11	١٥	۲
صفر	صفر	١	١	14	۳٠	٣
صفر	صفر	٥	٥	٨	١٠	ź
13.	٤ +	۲	٦	11	٨	٥
٤	۲_	٦	٤	٧	17	٦
4.5	<u>í</u> +	41	۲۱			
	٤					
	صفر					

$$C = I - \frac{r \times 3r}{r(r\pi - I)} = I - \frac{33I}{r \times 6\pi} =$$

$$C = I - \frac{33I}{rY} = I - r\Lambda r, r = \times I - Pr, r = I\pi, r$$

أ - خطوات حساب معامل ارتباط الرتب:

ومن خلال المثالين السابقين يتضح لنا أن خطوات معامل ارتباط الرتب تنحصر فيما يلي:

١ ـ نقوم بترتيب المتغير الأول (س) ترتيباً تنازلياً وذلك بإعطاء الرتبة الأولى لأكبر درجة والرتبة الثانية للدرجة التي تليها وهكذا. ويوضع هذا الترتيب في العمود الثالث المسمى رتبة س.

٢ ـ نقوم بترتيب المتغير الثاني (ص) بنفس طريقة ترتيب المتغير الأول وذلك بإعطاء أكبر درجة الرتبة الأولى والدرجة التي تليها الرتبة الثانية وهكذا حتى ننتهي من إعطاء رتب لكل درجات المتغير. ويوضع هذا الترتيب في العمود الرابع المسمى رتبة ص.

٣ ـ نقوم بحساب الفرق بين رتبة س وبين رتبة ص وذلك بطرح رتبة
 ص من رتبة س أو العكس كلاهما صحيح. ويوضع الناتج في العمود
 المسمى ف أي الفرق.

٤ ـ نقوم بعد ذلك بتربيع الفرق ويوضع الناتج في العمود المسمى
 ف٢.

٥ ـ نقوم بجمع القيم الموجودة في العمود ف٢ لنحصل على مجدف ٢.
 ويمكن مراجعة الخطوات السابقة للتأكد من صحتها على النحو الآتى:

١ ــ أن يكون مجموع العمود رتبة س مساوياً لمجموع العمود رتبة ص.

٢ ـ أن يكون مجموع العمود الخامس ف مساوياً للصفر أي أن يكون مجموع القيم الموجبة مساوياً لمجموع القيم السالبة.

٣ ـ و بعد ذلك يتم تطبيق القانون على النحو السابق ذكره.

ب ... حساب معامل ارتباط الرتب في حالة تكرار القيم في المتغيرين س، ص أو أحدهما.

في أحيان كثيرة يحصل أحد أفراد العينة أو أكثر على نفس الدرجة التي يحصل عليها فرد آخر. أي أن يتكرر وجود أكثر من درجة متساوية في القيمة مع بعضها البعض كأن يحصل محمد في المتغير س وهو التذكر على درجة ١٧ وهي نفس الدرجة التي حصل عليها حسام فلو كانت درجتي أحمد وحسام هما أعلى الدرجات التي حصل عليها أفراد العينة أعطينا أحدهما الرتبة الأولى أي واحد وأعطينا الآخر الرتبة الثانية أي اثنين ثم نقوم بعد ذلك بجمع الرتبتين وقسمتهما على عددهما فيكون الناتج هو الرتبة التي توضع أمام درجتي أحمد وحسام وذلك على النحو الآتي:

الأسماء	س	الرتبة	رتبة
أحمد	١٢	(1)	١,٥
حسام	١٢	(*)	١,٥

متوسط مجموع الرتبتين (٣) + ٢ = ١,٥

مثال (٣) :

ני	Ĺ.	رتبة ص	رتبة س	ص	س	ق
۹,۰۰	٣,٠_	٤	1	٨	7.	١
٠, ٢٥	_ ه', ۰	٣	۲,٥	١ ٩	14	٧
١,٠٠	١,٠	١,٥	۲,٥	١.,	14	٣
١,٠٠١	1,1-	•	٤	 	10	٤
17,70	٣,٥	١,٥	٥	١,	14	٥
74,00	\$, 0_	10	10			
	٤,0+		1			
	صفر					

ففي هذا المثال (٣) نجد أنه عند ترتيبنا. للمتغير س أعطينا أكبر قيمة وهي الرتبة واحد، والقيمة التي تلي ذلك هي ١٩، نجد أنه توجد قيمة أخرى مساوية لها فنعطي أحد القيمتين اثنين والقيمة الأخرى الرتبة ثلاثة ثم نقوم بقسمتهما على النحو التالي: Y + Y = 0 + Y = 0 أي أن رتبة كل من القيمتين واحدة وهي Y = 0 وذلك لأنهما متساويتين. وكذلك الأمر بالنسبة للقيمة ١٠ في المتغير ص.

وبالتعويض عن معادلة معامل ارتباط الرتب لسبيرمان في هذا المثال كما يلى:

$$c = 1 - \frac{7 \times 6, \Psi Y}{1 \times 70 \times 71 - 1}$$

$$c = 1 - \frac{121}{1 \times 8} = 1 - 1 \times 1 = -1 \times 1$$

ج ـ حساب العلاقة بين متغيرين ينقسمان انقساماً نوعياً بمعامل ارتباط الرتب:

يمكن استخدام معامل ارتباط الرتب في حساب العلاقة بين متغيرين ينقسم كل منهما انقساماً نوعياً حسب طبيعة البحث مثل العلاقة بين تقديرات المدرسين لمستوى تحصيل التلاميذ وبين تقديرات الاقتصاديين لمستواهم الاقتصادى.

مثال:

فيما يلي تقديرات المدرس لمستوى تحصيل ثلاثة من تلاميذه وكذلك تقديرات المختلصين لمستواهم الاقتصادي .

ق التحصيل الاقتصادي رتبة التحصيل رتبة الاقتصادي الفرق مربع الفرق

$$\cdot , \circ = \cdot , \circ _{-} 1 = \frac{17}{12} = 1 = 0, \cdot = 0,$$

أي أن العلاقة بين التحصيل والمستوى الاقتصادي علاقة موجبة .

تمارين^(*)

١ _ في دراسة على مجموعة من الأطفال أجرى الباحث عليهم

⁽ع) من المفيد في مثل هذه التمارين أن يقوم الطالب بحلها بنفسه أولا حسب القواعد السابقة ثم يقوم بمراجعة حله بالحل الموجود بعد التمارين.

اختبارين أحدهما يقيس القدرة على التصور والثاني يقيس اقدرة على التذكر وكان عدد هؤلاء الأطفال ١٠ وكانت درجاتهم كما يلي:

س (التصور): ۱۲ ـ ۲۲ ـ ۱۸ ـ ۱۸ ـ ۷۰ ـ ۱۷ ـ ۳۲ ـ ۲۱ ـ ۲۳ ـ ۲۲

ص (التذكر): ٨-١٣ - ١٤ - ٢٢ - ١٧ - ٢ - ٥ - ١٥ - ١١ ٣

٢ ـ أجرى باحث بحثاً على مجموعة من الذكور عددهم ٥ أفراد فطبق
 عليهم اختباراً للشخصية لقياس الانطواء والانبساط فكانت درجاتهم عليهما:

س (الانطواء): ٥-٦-٥-٤-٣

ص (الانبساط): ١٧ ـ ١١ ـ ١٠ ـ ١١ ـ ٨

أحسب معامل الارتباط في الدراسة والبحث السابقين.

٣ ـ صنفت درجات خمسة من العمال على اختبار للذكاء إلى خمس مستويات كما استخرجت تقديراتهم على مقياس الكفاية الإنتاجية فكانت كما يلى:

العمال ١ ٣ ٢ ٥ الكمال الذكاء ضعيف أقل متوسط فوق جيد جداً ممتاز الكفاية مقبول متوسط جيد جيداً ممتاز

والمطلوب حساب لارتباط بين الذكاء والكفاية .

الحل:

التمرين الأول :

$$\frac{11 \cdot \xi}{99!} - 1 = \frac{1 \wedge \xi \times 71}{1 - 1 \cdot 1 \times 1!} = 0$$

$$1 - 1 \cdot 1 \times 1! = 0$$

$$1 - 1 \cdot 1 \times 1! = 0$$

التمرين الثاني:

$$\frac{75 \times 9}{1 \times 10^{-1}} = \frac{1 \times 10^{-1}}{1 \times 10^{-1}} = 1 = 3$$

التمرين الثالث:

٤	نب	رتبة كفاية	رتبة ذكاء	الكفاية	الذكاء	ڧ
صفر	صفر	•	•	مقبول	ضعيف	Ň
صفر	صفر	ŧ	ť	متوسط	أقل	ŧ
صفر	صفر	۴	٣	جيد	متوسط	٣
صفر	صفر	4		جيد جداً	-	
صفر	صفر	١	1	ممتاز	جيد جداً	٥

$$c = 1 - \frac{r \times out_0}{1 \times r} = 1 - \frac{out_0}{1 \times r} = + 1$$

حدود معامل الارتباط

تبين بعد الجزء السابق كيفية الحصول على معامل الارتباط ويجدر بنا هنا أن نعرف من خلال التمارين الإحصائية المختلفة حدود هذا العامل مدللين على ذلك بالأمثلة. وإننا نستطيع تبين هذه الحدود من خلال النظر لرتبة كل من المتغيرين، ومن خلال جدول الانتشار أو ما يسمى بالجدول المزدوج.

أ_من خلال النظر للرتب

١ ـ في حالة العلاقة التامة الموجبة :

مثال:

ٺ ،	ن	رتبة ص	رتبة س	ص	ص	ق
صفر	صفر	•	1	٦	٧.	1
صفر	صفر	۲	۲	٥	18	۲
صفر	_	٣	٣	٣	4	٣
صفر	صفر	_	٤	صفر	٧	٤
		1.	1.			

$$c = 1 - \frac{r \times obc}{1 \times 11 - 1} = 1 - \frac{obc}{1}$$

1 = 1 - 0

ويتضح لنا بمجرد النظر لرتبة كل من المتغيرين س، ص أن قيم المتغير س قد أخذت نفس رتب قيم المتغير ص وفي هذه الحالة نتوقع أن تكون قيمة معامل الارتباط تساوي + 1 أي أنها علاقة موجبة.

٢ _ في حالة العلاقة التامة السالبة:

مثال:

ن	ن	رتبة ص	رتبة س	ص	س	ق
11	٧_	٨	1	17	40	1
40	٥_	٧	*	١٣	**	4
4	٣_	7	۳	YV	۱۸	۳
١	١-	٥	٤	۲۸	17	ŧ
١	1 +	٤	٥	٣.	١.	٥
4	۴+	٣	٦	10	4	٦
40	o +	4	٧	•	٨	٧
44	۷ +	1	٨	70	4	٨
AFI	17-	77	777			
	ع ۱۹					
	صفر					

$$c = l - \frac{r \times \lambda r l}{\Lambda \times 3 r - l} =$$

$$c = 1 - \frac{\lambda \cdot \cdot \lambda}{3 \cdot a} = 1 - Y = -1$$

ويلاحظ بمجرد النظر إلى العلاقة العكسية بين رتب المتغير (س) ورتب المتغير (ص) فنجد أن القيمة الأولى ٣٥ في المتغير س قد أخذت الرتبة ١ بينما القيمة الأولى ١٢ في المتغير ص قد أخذت الرتبة ٨. كذلك نلاحظ أن القيم في المتغير س مرتبة ترتيباً تنازلياً والقيم ص مرتبة ترتيباً تصاعدياً وهنا يعني أن الزيادة في المتغير الأول (س) يتبعها نقصان في المتغير الثاني (ص).

ب ـ من خلال جدول الانتشار (*)

في الجدول التكراري يتم وضع الدرجات الخاصة بمتغير واحد فيه على شكل فئات وتكرارات. أما جدول الانتشار أو الجدول المزدوج فهو عبارة عن جدولين تكرارين وضعا معاً ليمثلا درجات متغيرين من المتغيرات المراد حساب العلاقة بينهما. لكن الفرق بين الجدول التكراري وبين الجدول المزدوج هو أنه يتم وضع علامة واحدة لتعبر عن كل قيم في الأول أما في الثاني فإنه يتم وضع علامة واحدة أيضاً لكن هذه العلامة تعبر عن قيمتين الأولى خاصة بالمتغير الأول والثانية خاصة بالمتغير الثاني.

وفيما يلي المثالين السابقين في حالة العلاقة التامة الموجبة والعلاقة التامة السالبة لنوضحها من خلال جدول الانتشار.

١ ـ في حالة العلاقة التامة الموجية:

مثال:

جد.	_0	صفر	ص/س	ص	س	ق
۲		11	- V	٦	٧.	1
۲	//		- 17	٥	۱۸	4
į	۲	٧	جج.	٣ -	4	٣
<u> </u>	L			ا صفر	٧	٤

وقد تم عمل الجدول المزدوج السابق باتباع الخطوات الآتية:

١ - عمل جدول بالصورة السابقة والتي تختلف فئاته حسب عدد
 القيم .

^(*) ويطلق عليه أيضاً اسم الجدول المزدوج.

٢ ـ جعل فئات المتغير س هي المربعات الرأسية .

٣ ـ جعل فئات المتغير ص هي المربعات الأفقية.

٤ - عمل فثات للمتغير س بنفس طريقة الجدول التكراري.

ه ـ عمل فئات للمتغير ص بنفس طريقة الجدول التكراري.

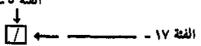
٦ ـ لوضع درجات المتغيرين في الجدول يكون كالآتي:

١ ـ يتم تفريغ كل درجتين متقابلتين معاً ، وعلى سبيل المثال يتم تفريغ
 القيمتين الخاصتين بالفرد ١ الأول وهما ٢٠ ، ٦ معاً .

٢ ـ نجد بالنسبة للقيمة الأولى من المتغير س وهي ٢٠ يمكن تفريغها في الفئة ١٧ ـ ، وأن القيمة الأولى من المتغير ص وهي ٢ يمكن تفريغها في الفئة

٣ ـ نبحث عن المربع المقابل للفئة ١٧ ـ وفي نفس الوقت يكون مقابلاً
 للفئة ٥ ـ وهو هنا في هذه الحالة المربع الأخير.

٤ ـ نقوم بوضع علامة / في هذا المربع لتعبر هذه العلامة عن العلاقة
 بين هاتين الدرجتين ويمكن أن نصور ذلك على النحو الآتي :



و-بالنسبة للقيمتين التاليتين الخاصتين بالفرد (٢) الثاني وهما ١٨، وأن نجد أن القيمة الأولى ١٨ من المتغير س يمكن تفريغها في الفئة ١٧ -، وأن القيمة الثانية و من المتغير ص يمكن تفريغها في الفئة و وعلى هذا الأساس يتم البحث عن المربع المقابل لكل من هاتين الفئتين معاً فنجده أنه هو نفس المربع الأخير والسابق وضع علامة للقيمتين ٢٠، ٦ فيه فيتم على هذا الأساس وضع علامة ثانية في نفس المربع لتعبر عن العلاقة بين السلرجتين المربع لتعبر عن العلاقة بين السلرجتين

٣٠٩ النسبة للقيمتين التاليتين الخاصتين بالفرد (٣) الثالث وهما ٣٠٩ نجد أن القيمة الأولى من المتغير س يمكن تفريغها في الفئة ٧٠، والقيمة الثانية من المتغير ص يمكن تفريغها في الفئة صفر.. وعلى هذا الأساس يتم بعد ذلك البحث عن المربع لكل من الفئتين السابقتين فنجد أن المربغ الأول في العمود الأول والصف الأول فيتم وضع علامة / فيه لتعبر عن العلاقة بين هاتين الدرجتين.

٧ ـ كذلك نجد أنه يمكن تمثيل القيمتين الأخيرتين الخاصتين بالفرد
 (٤) الرابع وهما ٧، صفر في نفس مربع القيمتين السابقتين وهما ٣،٩.

النتيجة: عندما تكون العلاقة تامة موجبة فإننا نجد أن انتشار العلامات في الجدول يسير في الاتجاه من أ ـ د كما يتبين في الجدول السابق:

. ج						,1
Ì	4	٠٦	- t	- Y	مص س	
		•			- 0	
					- 1 -	
					- 10	
,					*	
۵				•		ب `

٢ ـ فى حالة العلاقة التامة السالبة:

اجہ							†	ص	س
	*	- •٧	- £ Y	- 77	- 1 Y	رص س		14	40
		/	//	1		_ Y		14	٣٢
				//		- 17		**	1.4
		<u> </u>		//				۲۸	17
						_ **		۳.	١.
					11	- 47		£ Y	4
						بج		۰۵	٨
اد		L	L	<u></u>			ب ا	70	۲

النتيجة: تم وضع القيم الخاصة بالمتغيرين بنفس الصورة السابقة وعندما تكون العلاقة تامة سالبة فإن انتشار العلامات في الجدول يسير في الاتجاه من حــب كما يلي وكما يتبين في الجدول السابق.

بج	-7	- £	- Y	س ص
	1			_0
				- 11
		1		-10
			1	بد.

تمارين

١ - أجرى باحث دراسة على مجموعة من العمال للكشف عن العلاقة بين أجورهم وعدد مرات الجزاءات التي توقع عليهم فكانت القيم التي حصل عليها بالنسبة لخمسة عشر عاملاً بالنسبة للأجور والجزاءات هي:

س: ۱۰ـ۱۰ـ۱۷ ـ ۲۷ ـ ۲۷ ـ ۳۳ ـ ۳۸ ـ ۵۰ ـ ۵۱ ـ ۵۰ ـ ۵۰ ـ ۶۸ ـ ۲۲ ـ ۸۶ ـ ۵۰ ـ ۵۰ ـ ۲۶ ـ ۸۶ ـ ۸۶ ـ ۵۰ ـ ۲۶ ـ ۸۶ ـ ۸۰ ـ ۷۰ ـ ۷۰ ـ

ص: ۳۰-۸-۲۲-۲۲-۲۲-۲۲-۱۸-۱۳-۱۸-۲۰-۸-۷-۷-۸-۷-۲ ۲.

بين العلاقة بين المتغيرين بالطرق الآتية:

أ ـ جدول الانتشار.

ب ـ الرتب بين المتغيرين.

جـ الطريقة الإحصائية.

٢ ـ أراد باحث أن يعرف العلاقة بين العمر والأجر الذي يحصل عليه الموظف في عمله فأجرى بحثه على ثماني أفراد فكانت أعمارهم وأجورهم
 كما يلى:

س: ١٠- ٢٥ - ٢٥ - ٢٥ - ٢٨ - ٣٥ - ٣٥ - ٢٠

ص: ۲۲ ـ ۲۲ ـ ۲۲ ـ ۲۲ ـ ۲۲ ـ ۲۲ ـ ۲۲

أحسب العلاقة بين المتغير بنفس الطريقة السابقة.

الحل:

١ ـ حل التمرين الأول:

١ ـ عن طريق جدول الانتشار:

بج.	-40	- 77	- 44	- ۱۸	-18	-1.	-7	س ص
	/	//						-11
- 120			/					- 4.
			/	//				-4.
10					//	1		- 1 •
						/	_	-01
						/	//	-41
							1	-4.
i								÷

ويتضح من مسار خط الانتشار الذي يصل بين ب، جـ أن نوع العلاقة تامة سالبة .

ب ـ عن طريق الرتب بين المتغيرين:

ف۲	ف	رتبة ص	رتبة س	ص	س	ق
197	14 +	. 1	ەد	۳.	1.	١
122	1 Y +	4	Ţve	44	10	۲
1	1. +	"	lim	77	14	٣
٦٤	۸ +	[٤	114	7 £	**	٤
٣٦	۲ +	٥	111	**	44	٥
17	£ +	٦	110	۲.	**	٦
٤	Y +	٧	1 4	14	۲ ۸	٧
صفر	صفر	٨		17	٤٠	٨
٤	۲_	٥		10	20	4
٦	٤ -	1.	"	14	٤٨	١.
44	٦.	11		11	٥٠	11
48	۸_	14	٤	١.	70	17
1	۱۰_	14/	\ m	٨	77	۱۳
188	11.	18/	/۲	٧	٦٨	١٤
197	14-	10	*	٦	٧٠	10
117.	07_					
	07 +					
	حبقر					

ويتضح من رتبتي ش، ص أن رتبة القيمة الأولى في المتغير س خمسة عشر بينما رتبة القيمة الأولى في المتغير ض واحد، ويتضح لنا من مجرد النظر للرتب أن العلاقة عكسية.

جـ بالطريقة الإحصائية:

$$\omega = \frac{117 \cdot \times 7}{01 \times 017} = \frac{117 \cdot \times 7}{01 \times 017} = 1$$

وتشير القيمة الناتجة ـ ١ إلى أن العلاقة تامة سالبة .

٢ _ حل التمرين الثاني:

١ _ عن طريق جدول الانتشار:

بح	-44	۲9	- ۲٦	- 77	_ Y	- 17	ر س کر س	- ⊺ 		_
		-				-		ص	س	ق
							-4.	44	٠٠	١
						1	~ Yo	۲۸	٤٨	۲
	/						-4.	77	٤٥	٣
<u> </u>		├—	 	 -				71	٤٣	٤
					//		-40	77	۳۸	٥
				1			_ £ ·	٧.	40	٦
			11				- \$0	۱۸	40	٧
				 				۱۷	٧.	٨
		<u> </u>					مجد	ال		

ويلاحظ أن خط الانتشار الخاص بالعلامات يسير في الاتجاه أ ـ د مما يعطينا تنبوءاً بأننا لو حسبنا العلاقة فستكون موجبة.

٢ ـ عن طريق الرتب:

ن ۲	ٺ	رتبة ص	رتبة س	ص	س	ق
صفر	صفر	•	1	44	••	1
صيفر	صفر	۲	*	YA	٤٨	*
صفر	صفر	٣	٣	YV	\$0	۴
صفر	صفر	٤	£	71	٤٣	٤
صفر	صفر	٥	٥	**	٣٨	٥
صفر	صفر	٦	٦	۲.	۳۰	٦
صفر	صفر	٧	٧	۱۸	40	٧
صفر	صفر	٨	٨	۱۷	۲.	٨
صفر	صفر					

ومن مجرد النظر إلى رتب س، ص نجد أن قيم س قد أخذت نفس رتب ص مما يجعلنا نتنبأ أيضاً بأن العلاقة ستكون ـ لو حسبناها إحصائية ـ تامة موجبة.

٣ ـ بالطريقة الإحصائية:

$$m = 1 - \frac{1 \times obs}{(1-18) \wedge (1-8)} = \frac{obs}{3.8}$$
 $m = 1 - obs = + 1$

(٢) معاملات ارتباط بيرسون

تتفادى معاملات ارتباط بيرسون العيوب الموجودة في معامل ارتباط الرتباط الرتب والمتعلقة باعتماده على الرتب في حساب لا على القيم نفسها . ومعاملات بيرسون هي:

أ ـ معامل ارتباط بيرسون عن طريق الانحرافات.

ب معامل ارتباط بيرسون عن طريق القيم الخام.
 جــ معامل ارتباط بيرسون عن طريق جدول الانتشار.

وبدون شك فهناك أنواعاً عديدة أخرى من معاملات الارتباط سيأتي ذكرها في القسم الخاص «بالإحصاء المتقدم» بعد ذلك. وسنتناول فيما يلي طرق حساب معاملات ارتباط بيرسون كل على حدة.

أ ـ معامل ارتباط بيرسون عن طريق الانحرافات.

يعتبر معامل ارتباط بيرسون عن طريق الانحرافات من أكثر معاملات الارتباط شيوعاً لأنه يتأثر بجميع القيم المعطاة. فهو إذاً يسد نقصاً هاماً في معامل ارتباط الرتب لأن ذلك الأخير يتناول في حسابه الرتب لا القيم نفسها كما سبق أن ذكرنا، وحساب معامل الارتباط على أساس الرتب أقل دقة من حسابه على أساس القيم إذ أن زيادة القيمة أو نقصها لا يغير من قيمة معامل الارتباط إذا حسبناه باستخدام معامل الرتب لسبيرمان. هذا بينما يتأثر معامل بيرسون بأي تغيير في القيمة. وسنعطي أمثلة نقارن من خلالها بين الطريقتين، ولكي يتأكد بواسطتها هذا الكلام ا

ويعتمد معامل ارتباط بيرسون عن طريق الانحرافات على حساب المتوسط الحسابي لكل من المتغيرين المراد معرفة العلاقة بينهما ثم يتم حساب انحراف كل قيمة عن متوسطها ثم تربيع هذه الانحرافات وضربها في بعضها بعد ذلك.

مثال:

أجرى باحث دراسة على مجموعة مكونة من أربعة أشخاص لمعرفة العلاقة بين مستوى ذكائهم (س) وسمات شخصيتهم (ص)، وكانت دراجاتهم على المتغيرين س، ص كما يلى:

وقانون معامل ارتباط بيرسون عن طريق الانحرافات هو:

حيث أن:

جے حُ س حُ ص = حاصل ضرب حُ س في حُ ص

حُ اس = مربع انحراف القيم عن متوسطها وذلك بالنسبة للمتغيرس.

حُ الله ص على مربع الحراف قيم المتغير ص عن متوسطها. وبالتعويض عن القانون في المثال السابق نجد أن :

$$\bullet, \bullet \land \Psi = \frac{\forall \Psi, \bullet \bullet}{\forall \land \forall, \land \lor} = | \frac{\forall \Psi, \bullet \bullet}{\forall \land \Psi, \bullet \lor} = 0$$

والخطوات التي تم من خلالها خساب معامل الارتباط عن طريق ً . الانحرافات هي: ١ ـ جمع قيم المتغير س وقسمة الناتج على ن ويكون الناتج هو متوسط هذا المتغير. ولقد كان مجموع قيم المتغير س (مجـ س) في المثال السابق ٨٧، ومتوسط هذا المتغير ٢١,٧٥.

٢ ــ جميع قيم المتغير ص وقسمة الناتج على ن ويكون الناتج هو متوسط هذا المتغير. ولقد كان مجموع قيم المتغير ص (مجـ ص) في المثال السابق ١٩٠، ومتوسط هذا المتغير ٥٠٤٥.

٣ حساب انحراف كل قيمة من قيم المتغير س عن متوسطها وذلك بطرح هذا المتوسط من كل قيمة من قيم المتغير س ويوضع الناتج في العمودحُ س أي انحراف القيم عن متوسطها.

٤ - حساب انحراف كل قيمة من قيم المتغير ص عن متوسطها وذلك بطرح هذا المتوسط من كل قيمة من قيم المتغير ص ويوضع الناتج في العمود حُ ص أي انحراف القيم عن متوسطها.

تربيع كل انحراف من الانحراف الموجودة في العصود حس ليتم الحصول على العمود حسل ويتم بعد ذلك جمع مربع انحرافات هذا العمود لنحصل على عجرحًا س.

٦ ـ تربيع كل انحراف من الانحرافات الموجلودة في العملود ع ص ليتم الحصول على العمود ح م ويتم بعد ذلك جمع مربع انحرافات هذا العمود لنحصل على عجاح ص .

٧ ـ يتم ضرب الحراف خ س × ح ص ليتم الحصول على ح س ح ص .
 ص. ويتم بعد ذلك جمع حاصل ضرب هذه الانحرافات في بعضها لنحصل على مجـح س ح ص .

٨ ـ بعد ذلك يطبق القانون السابق ذكره.

مقارنة معامل ارتباط الرتب بمعامل الارتباط عن طريق الانحرافات

سبق أن قلنا أن عيوب معامل ارتباط الرتب أنه يعتمد في حسابه على الرتب لا على القيم نفسها. ومعنى ذلك أنه لو تغيرت القيم فلن تتأثر قيمة معامل الارتباط. لكنه في حالة معامل ارتباط بيرسون عن طريق الانحرافات فإننا نجد أن أي تغير في القيم يؤثر على قيمة معامل الارتباط وهذا هو المتوقع. وفيما يلى مثالاً تم حله بطريقة الرتب وبطريقة الانحرافات.

بطريقة الرتب:

ٺ ٢	ف	ز ص	ز س	ص	س	ق
صفر	صفر	*	4	20	۲.	1
٤	4	1	٣	۰۰	10	*
صفر	صفر	ŧ	٤	۳.	٥	٣
<u> </u>	۲ صفر	٣	١	٤١	**	٤

 $\cdot, Y = \cdot, \Lambda_{-1} = \frac{1}{1} \cdot \frac{1}{1} = \frac{1}{1} \cdot \frac{1}{1} = \frac{1}{1} \cdot \frac{1}{1} = \frac{1}{1} \cdot \frac{1}{1} = \frac{1}{1} = \frac{1}{1} \cdot \frac{1}{1} = \frac{1}{$

بطريقة الانحرافات:

حُ س حُ ص	ح ً ص	حٌ ' س	حَ ص	حُ س	ص	ا س	ق
10,98+	18,7	14,7	۳,۷0+	£, Yo +	٤٥	٧,	١
	٧٦,٥٦		•				۲
14.48+							٣
4, (7.	1,07	٥٢,٥٦	1,70~	V, Y0 +	٤٠	74	٤
10,77_ 177,74+ 171,77	Y1A, V£	147,72			170	74	

$$\gamma = \frac{77}{3} = 0,01$$

$$\gamma = \frac{171}{3} = 0,13$$

$$\zeta = \sqrt{37,771} = \frac{171,77}{71,171} = \sqrt{0,731}$$

$$c = \frac{171,77}{7\cdot7\cdot11} = 0.7$$

وهكذا يتضح أن قيمة معامل الارتباط قد تغيرت في معامل ارتباط الرتب عنه في معامل الارتباط عن طريق الانحرافات. ليس ذلك فقط بل وكما سبق أن قلنا فإن معامل ارتباط الرتب نفسه لا تتغير قيمته إذا زادت القيم أو نقصت ما دامت هذه الزيادة أو النقص لا يغير وضع القيمة بالنسبة للمجموعة، في حين أن قيمة معامل الارتباط عن طريق الانحرافات تتغير لو تغيرت القيم. وسنعطى فيما يلى أمثلة تبين ذلك.

مثال:

				•	بير القيم	قبل تغر
نه	ٺ	ر ص	ر س	ص	س	ق
صفر	صفر	٣	٣	۲.	10	1
صفر	صفر	*	Y	۳.	YV	Y
صفر	صفر	٤	٤	١.	٨	٣
صفر	صفر	١	1	٤٠	40	٤
صفر	صفر		<u>فر</u> =	ار - ۱ = ۱ - ک	×۲ ۱۹×۱ - ۱	س =

س = ۱ .. صفر = + ۱

وحساب نفس المثال مع تغيير في القيم في كل من المتغيرين: .

وهكذا نجد أن معامل ارتباط الرتب لم تختلف قيمته عن + 1 رغماً من اختلاف القيم في المتغيرين س، ص في الحالتين. بينما تختلف قيمة معامل الارتباط عن طريق الانحرافات في نفس الحالتين السابقتين وسنبين ذلك فيما يلي:

الحالة الأولى: قبل تغيير القيم .

خ س خ	ح ۲ ص	حًا س	حُ ص	حَ س	ص	س	ق
41,70	40	44, 17	ا- ه	7,40-	٧.	١٥	1
۲۸,۷۰				0,70+		47	۲
191,70	440	140,07	10-	14, 40 -	1.	٨	٣
4.7,40	770	149, • 7	10+	14,40 +	٤٠	40	٤
٤٦٥,٠٠	0	£47,V£			1	٨٥	

$$\gamma_1, \gamma_0 = \frac{\Lambda_0}{\xi} = \lambda_0$$

$$\gamma_0 = \frac{\Lambda_0}{\xi} = \lambda_0$$

$$\bullet, 440 = \frac{170}{170} = \frac{170}{177, \forall 1 \times 0 \cdot \cdot \sqrt{100}} = 0$$

الحالة الثانية .. بعد تغيير القيم:

$$\eta w = \frac{1}{3} = 0, 77$$

$$\eta w = \frac{3}{3} = 0, 17$$

$$\eta w = \frac{3}{3} = 0, 17$$

$$v = \sqrt{3\sqrt{173}} = \frac{70, 173}{170, 173} = 799, 17$$

وهكذا نجد أن قيمة معامل الارتباط عن طريق الانحرافات قد تغيرت قيمته في الحالة الأولى عنه في الحالة الثانية وذلك لأن القيم نفسها قد تغيرت أي أن قيمة معامل الارتباط تتأثر بالقيم نفسها بينما لم نجد ذلك في معامل ارتباط الرتب.

ب _ معامل ارتباط بيرسون عن طريق القم الخام:

وجدنا في معامل ارتباط بيرسون عن طريق الانحرافات أنه يتطلب كثيراً من الخطوات ونتائجه يوجد بها الكثير من الكسور مما يحتاج لوقت طويل في حسابه إلى جانب أن الباحث قد يقع في الكثير من الأخطاء نتيجة لذلك. أما معامل ارتباط بيرسون عن طريق القيم الخام فيتحاشى ذلك. ويعتمد هذا

المعامل في حسابه على تربيع القيم في كل متغير من المتغيرين ثم ضرب المتغير س في المتغير ص. وفيما يلى مثالاً يوضح ذلك:

مثال:

وقانون معامل الارتباط عن طريق القيم الخام:

وبالتعويض عن القانون في المثال السابق نجد أن قيمة :

$$C = AV - \frac{\lambda (x \cdot \lambda)}{\delta}$$

$$\sqrt{bL - \frac{(\lambda (\lambda))}{\delta} \times - \frac{(\lambda (\lambda))}{\delta}}$$

$$\frac{7\lambda - \lambda \gamma}{\lambda \cdot - 1 \cdot \cdot \times \circ \vee, \lambda - \gamma q} = \frac{\frac{\gamma \xi \cdot}{\circ} - \lambda \gamma}{\frac{\xi \cdot \cdot}{\circ} - 1 \cdot \cdot \times \frac{\gamma \lambda q}{\circ} - \gamma q}$$

$$c = \frac{12}{\sqrt{r_1/1 \times r_1}} = \frac{12}{\sqrt{r_2}} = \frac{12}{\sqrt{r_1/1}} = 0.09, r$$

خطوات حساب معامل ارتباط بيرسون عن طريق القيم الخام:

١ ـ تربيع قيم س ويوضع الناتج في العمود س٠.

٢ ـ تربيع قيم ص ويوضع الناتج في العمود ص١.

٣ ـ ضرب قيم س × قيم ص ويوضع الناتج في العمود س ص.

٤ - تجمع الأعمدة لنحصل:

من العمود الأول على مجـس.

ومن العمود الثاني على مجـ ص.

ومن العمود الثالث على بحسا.

ومن العمود الرابع على مجـ ص٠.

ومن العمود الخامس على مجـ س ص.

ه ـ نطبق القانون الأتي :

حيث أن:

س = معامل الارتباط.

بحس ص = مجموع ضرب القيم في المتغيرين س ، ص في بعضهما البعض.

ن = عدد الأفراد.

مجـ س = مجموع القيم في المتغير س.

مجـ ص.= مجموع القيم في المتغير ص.

مجـ س١ = مجموع تربيع القيم في المتغير س.

مجـ ص' = مجموع تربيع القيم في المتغير ص.

جـ ـ معامل ارتباط بيرسون عن طريق جدول الانتشار:

نلاحظ من خلال الأمثلة السابقة في كل من معاملي ارتباط بيرسون السابقين سواء أكان عن طريق القيم الخام أو الانحرافات أنهما يصلحان من الناحية العملية في حالة العينات الصغيرة. أما إذا تضمنت العينة التي يجري عليها الباحث بحثه مثات من الأشخاص فإنه سيستغرق وقتاً طويلاً جداً في حسابه لمعامل الارتباط بهاتين الطريقتين كما أنه محتاج في نفس الوقت لمساحات كبيرة من الورق بسجل عليها قيم المتغيرين س، ص ويجري حساب العلاقة بينهما. ولذلك فإن معامل الارتباط عن طريق جدول الانتشار. والجدول المزدوج» يصلح في مثل هذه الأحوال إذ نتمكن من وضع درجات المتغيرين في هذا الجدول لأي عينة من العينات مهما كبر حجم هذه العينة. وقد سبق أن بينا كيف يمكن تفريغ درجات المتغيرين في حجم هذه العينة. وهند سبق أن بينا كيف يمكن تفريغ درجات المتغيرين في

مثال:

فيما يلي درجات مجموعة مكونة من ١٥ خمسة عشر تلميذاً على اختبار للذكاء (س) والذاكرة (ص).

درجات ص: ٦-٥-٣٣-١١-١١-١٣-٣ - ١٦-١٨-٣٢-١٠-١٠-- ١١-١٥-

وفيما يلي جدول الانتشار الخاص بالمتغيرين السابقين:

حَ س حَص	حً' س	ح س	ځ	عجـ س	- 47		- 17	_ Y	س ص
10+	٩	4-	1-	٩			41	177	- 4
			صفر	۴			١	۲	-1:
٣-	۲	Y +	۱+	۲			iii	Ý	- 17
۲ +	ŧ	۲+	۲+	١			-		- 71
17 +	10	٩-		10	١	صفر	0	4	مجـ ص
۴ -		£ +							. - حن
11 +		٥.			1+		1	۲_	ح
			· ۲۲ _	۲۳_	۱+		٥_	۱۸_	ح ص
				۱+					ے س
				٤٢	١		0	۴٦	حُ ص
				۱٤ +	۲		۲	١.	حُ ص حُس

وقانون معامل ارتباط بيرسون عن طريق الانتشار هو:

وبالتعويض عن القانون في المثال السابق:

$$c = \frac{3! - \frac{\circ \times - \gamma \gamma}{10}}{10! - \frac{(-0)!}{\circ !} \times \gamma_{3} - \frac{(-\gamma \gamma)!}{\circ !}}$$

$$c = \frac{3! - \frac{1!}{\circ !}}{10! - \frac{(-0)!}{\circ !} \times \gamma_{3} - \frac{1}{3!}}$$

$$c = \frac{3! - \frac{1!}{\circ !}}{10! - \frac{(-0)!}{\circ !} \times \gamma_{3} - \frac{1}{3!}}$$

$$c = \frac{3! - \frac{1!}{\circ !}}{10! - \frac{(-0)!}{\circ !} \times \gamma_{3} - \frac{1}{3!}}$$

$$c = \frac{3! - \frac{(-0)!}{\circ !}}{10! - \frac{(-0)!}{\circ !} \times \gamma_{3} - \frac{1}{3!}}$$

$$c = \frac{3! - \frac{(-0)!}{\circ !}}{10! - \frac{(-0)!}{\circ !} \times \gamma_{3} - \frac{1}{3!}}$$

$$c = \frac{3! - \frac{(-0)!}{\circ !}}{10! - \frac{(-0)!}{\circ !} \times \gamma_{3} - \frac{1}{3!}}$$

$$c = \frac{3! - \frac{(-0)!}{\circ !}}{10! - \frac{(-0)!}{\circ !} \times \gamma_{3} - \frac{1}{3!}}$$

$$c = \frac{3! - \frac{(-0)!}{\circ !}}{10! - \frac{(-0)!}{\circ !} \times \gamma_{3} - \frac{1}{3!}}$$

$$c = \frac{3! - \frac{(-0)!}{\circ !}}{10! - \frac{(-0)!}{\circ !} \times \gamma_{3} - \frac{1}{3!}}$$

$$c = \frac{3! - \frac{(-0)!}{\circ !}}{10! - \frac{(-0)!}{\circ !} \times \gamma_{3} - \frac{1}{3!}}$$

$$c = \frac{3! - \frac{(-0)!}{\circ !}}{10! - \frac{(-0)!}{\circ !} \times \gamma_{3} - \frac{1}{3!}}$$

$$c = \frac{3! - \frac{(-0)!}{\circ !}}{10! - \frac{(-0)!}{\circ !} \times \gamma_{3} - \frac{1}{3!}}$$

$$c = \frac{3! - \frac{(-0)!}{\circ !}}{10! - \frac{(-0)!}{\circ !} \times \gamma_{3} - \frac{1}{3!}}$$

$$c = \frac{3! - \frac{(-0)!}{\circ !}}{10! - \frac{(-0)!}{\circ !} \times \gamma_{3} - \frac{1}{3!}}$$

$$c = \frac{3! - \frac{(-0)!}{\circ !}}{10! - \frac{(-0)!}{\circ !} \times \gamma_{3} - \frac{1}{3!}}$$

$$c = \frac{3! - \frac{(-0)!}{\circ !}}{10! - \frac{(-0)!}{\circ !} \times \gamma_{3} - \frac{1}{3!}}$$

$$c = \frac{3! - \frac{(-0)!}{\circ !}}{10! - \frac{(-0)!}{\circ !} \times \gamma_{3} - \frac{1}{3!}}$$

$$c = \frac{3! - \frac{(-0)!}{\circ !}}{10! - \frac{(-0)!}{\circ !} \times \gamma_{3} - \frac{1}{3!}}$$

$$c = \frac{3! - \frac{(-0)!}{\circ !}}{10! - \frac{(-0)!}{\circ !} \times \gamma_{3} - \frac{1}{3!}}$$

$$c = \frac{3! - \frac{(-0)!}{\circ !}}{10! - \frac{(-0)!}{\circ !} \times \gamma_{3} - \frac{1}{3!}}$$

وخطوات حساب هذا المعامل هي:

١ ـ تفريغ القيم المعطاة في جدول الانتشار. ويتم جمع التكرارات الموجودة في كل صف لنحصل على مجـ س، كما يتـم جمع التكرارات الموجودة في كل عمود لنحصل على مجـ ص.

٢ ـ يتم وضع انحراف فرضي أمام مجس، مج ص لنحصل على ح.

٣- يتم ضرب الانحراف الفرضي في التكرار المقابل له (الموجود في عدس، أو بحد ص) ليتم الحصول على ح س ح ص ثم يتم ضرب ذلك الأخير في ح لنحصل على ح س م ح ص ص.

٤ - نقوم بضرب الانحراف الفرضي المقابل للصف الأول × الانحراف الفرضي المقابل للعمود الأول في نفس الجدول، ونضع الناتج في الركن

العلوي الأيمن للمربع (وهو هنا في هذا المثال المربع الأول في الصف الأول) ثم نضرب هذا الناتج في تكرار الخلية ونضع ناتج الضرب في الركن الأسفل الأيسر من نفس المربع.

٥ ـ نقوم بضرب الانحراف الفرضي للصف الأول أيضاً × الانحراف الفرضي للعمود الثاني، ونضع الناتج في الركن العلوي الأيمن من المربع الثاني في الصف الأول، ثم نضرب الناتج × تكرار الخلية. ونضع الناتج بعد ذلك في الركن الأسفل الأيسر من نفس المربع. وهكذا حتى نهاية تكرارات الصف الأول.

٦-نقوم بضرب الانحراف الفرضي للصف الثاني × الانحراف الفرضي للعمر والأداء ونضع الناتج في الركن العلوي الأيمن في المربع الأول في الصف الثاني ونضرب بعد ذلك الناتج × تكرار هذا المربع. وهكذا حتى نهاية الصف الثاني. ثم ننتقل إلى الانحراف الفرضي للصف الثالث... وهكذا.

٧- نقوم بجمع حواصل الضرب السابقة الموضوعة في الركن الأسفل الأيسر في المربعات بالنسبة للصف الأول ويوضع هذا الناتج في العمود ح س ح ص وكذلك بالنسبة للصف الثاني والثالث. . . وهكذا . ثم تتم نفس هذه الخطوة بالنسبة للعمود الأول ويوضع هذا الناتج في الصف ح ص ح ص ص ح كذك الأمر بالنسبة للعمود الثاني والثالث . . وهكذا .

٨ ـ يجب أن يكون الناتج في مجـح ٢ س ح ٢ ص مساوياً للناتج في مجـ
 ح ٢ ص ح ٢ س .

٩ ـ نطبق بعد ذلك القانون السابق.

تمارين محلولة على معاملات الارتباط السابقة

أحسب الارتباط بين الـذكاء والثبـات الانفعالـي بطريقــة الرتــب والانحرافات.

۲ ـ أجرى باحث دراسة على عينة من الأطفال مجموعها عشرة لمعرفة العلاقة بين مستوى الذاكرة لديهم وبين أعمارهم فكانت درجات ذاكرتهم وأعمارهم كما يلى:

أحسب معامل الارتباط بين س، ص بطريقة الرتب والانحرافات والقيم.

الحل:

التمرين الأول:

١ - بطريقة الرتب:

$$=\frac{\Psi Y}{44\cdot 1} \cdot 1 = \frac{\partial \Psi_1 \partial \times Y}{1 \cdot 1 \cdot 1 \cdot 1} \cdot 1 = \omega$$

$$. \ , \forall = , \Psi_- \uparrow = , \qquad \cdot , \forall = ^{(*)} \cdot , \Psi_- \uparrow = \emptyset$$

^(*) بالتقريب.

٢ ـ بطريقة الانحرافات:

$$\gamma V, \phi = \frac{\gamma V \phi}{\gamma} = \phi$$

$$\gamma V, \phi = \frac{\gamma V}{\gamma} = \phi$$

$$\gamma V, \phi = \frac{\gamma V}{\gamma} = \phi$$

$$\gamma V, \phi = \frac{\gamma V}{\gamma} = \phi$$

$$\gamma V, \phi V, \phi V = \phi$$

$$\gamma V, \phi V, \phi V = \phi$$

$$\gamma V, \phi V, \phi V, \phi$$

$$\psi V, \phi V, \phi V, \phi$$

$$\psi$$

$$= 1 - \frac{1 \times 1}{1 - 1 \cdot 1} = 1 - \frac{1 \times 1}{1 - 1 \cdot 1} = 1$$

٢ ـ بطريقة الانحرافات:

$$m, 1 = \frac{m}{1} = 0$$
م س = $\frac{1}{1}$ = 3

$$\frac{\forall}{\forall \land \P, \neg \uparrow} = \frac{\forall}{\forall \imath \times \forall \forall , \P} = \omega$$

(٣) معامل التوافق (*)

تهتم معاملات الارتباط السابقة بإيجاد العلاقة بين المتغيرات التي يمكن قياسها قياساً كمياً باستخدام الأدوات المختلفة في علم النفس وعلم الاجتماع. لكننا نجد في نفس الوقت أن هناك الكثير من المتغيرات النوعية التي تنقسم فيما بينها انقساماً كيفياً وتحتاج إلى إيجاد العلاقة بينها، كالحاجة مثلاً إلى إيجاد العلاقة بين لون العين أو البشرة أو الشعر لدى الأبناء بلون العين أو البشرة أو الشعر لدى الأبناء بلون العين أو البشرة أو الشعر لدى الأبناء. ويقع على عاتق معامل التوافق حساب مثل هذا النوع من العلاقات. ويحسب معامل التوافق من خلال الانتشار لتكرارات تلك المتغيرات النوعية وذلك بتربيع كل تكرار وقسمته على حاصل ضرب مجموع عمود التكرار في مجموع صفه، وذلك بالنسبة لكل صف ثم يتم جمع التكرارات المربعة في كل صف على بعضها البعض. . . وهكذا في باقي الصفوف.

وفيما يلي مثالاً نوضح من خلاله خطوات حساب معامل التوافق.

مثال:

أراد باحث أن يعرف العلاقة بين الصفات الوراثية بالنسبة للون البشرة لدى الأبناء بلون البشرة لدى الأباء فحصل على البيانات الآتية في جدول الانتشار.

Cofficient of Agreement. (*)

بج	قمحي	أبيض	أسمر	الأبناء الأبناء
1.	٩	٣	۲	أسمر
٧	۲	-	£	أبيض
14	٣	٦	£	قمحي
٣.	١.	1.	١٠]	4

$$\frac{(0)}{1 \times 1} + \frac{(0)}{1 \times 1}$$

$$\cdot, \gamma_0 + \cdot, \cdot, q + \cdot \xi = \frac{\gamma_0}{1 \cdot \cdot} + \frac{q}{1 \cdot \cdot} + \frac{\xi}{1 \cdot \cdot} =$$

$$\frac{\mathsf{'(Y)}}{\mathsf{Y} \times \mathsf{Y}} + \frac{\mathsf{'(Y)}}{\mathsf{Y} \times \mathsf{Y}} + \frac{\mathsf{'(Y)}}{\mathsf{Y} \times \mathsf{Y}} = \frac{\mathsf{Y}(\mathsf{Y})}{\mathsf{Y} \times \mathsf{Y}}$$

$$*, \forall * = \frac{Y1}{V^*} = \frac{\xi}{V^*} + \frac{1}{V^*} + \frac{17}{V^*} =$$

$$\frac{\mathsf{'(Y)}}{\mathsf{!Y} \times \mathsf{!} \cdot \mathsf{!}} + \frac{\mathsf{'(I)}}{\mathsf{!Y} \times \mathsf{!} \cdot \mathsf{!}} + \frac{\mathsf{'(I)}}{\mathsf{!Y} \times \mathsf{!} \cdot \mathsf{!}} = \text{"limit} = \text{"limit}$$

$$\bullet, \xi V = \frac{q_1}{l_{I}} = \frac{q}{l_{I}} + \frac{r_1}{l_{I}} + \frac{r_1}{l_{I}} =$$

خطوات حساب معامل التوافق (*).

١ ـ يتم إيجاد مربع تكرار كل خلية من خلايا جدول الانتشار ثم يتم
 قسمة هذا المربع على مجموع تكرارات عموده مضروباً في مجموع
 تكرارات صفه كما يلى:

مربع تكرار الخلية مجموع تكرار العمود × مجموع تكرار الصف

٢ _ يتم جمع النواتج بالنسبة لكل صف على حدة .

٣ ــ نقوم بجمع مجموع الصفوف على بعضها البعض لنحصل على بجالصفوف.

٤ ـ نطبق القانون الآتي: -

$$\frac{1}{2} = \sqrt{\frac{1}{2}}$$

حيث ان :

ق = معامل التوافق.

١ = مقدار ثابت .

مجهوع الصفوف المشار إليها في ٣.

(٤) معامل ارتباط فاي Phi Correlation

في كثير من الأحيان يجد الباحث أن المتغيرين اللذين يريد دراسة العلاقة بينهما ينقسمان (أي كل منهما) إلى قسمين نوعيين فقط. ويصلح هذا المعامل مثلاً عندما يريد الباحث إيجاد العلاقة بين من أجابوا على أحد

 ^(*) تكون فئات كل متغير مساوية لفئات المتغير الآخر.

الأسئلة بنعم ولا، مع من أجابوا بنعم ولا أيضاً على سؤال آخر في نفس المقياس أو الاستبيان. ويعتمد هذا المعامل في حسابه على التكرارات الموجودة بجدول الانتشار. وقانون معامل فاي:

مثال:

أراد باحث أن يعرف العلاقة بين من أجابوا: نعم، لا على السؤال الأول في أحد استبيانات الاتجاهات الاجتماعية بمن أجابوا: نعم، لا على السؤال الثاني في نفس الاستبيان فكانت نتائج التكرارات هي هذين السؤالين كما يلى:

	ج	,	K	نعم	من ص
د	10	٠.	/	- 1.	نعم
و	١٥	د	4.) /}	Y
	٣٥	ح	10	ن ۱۰	4

$$\frac{70-1\cdots}{770\times770} = \frac{0\times0-10\times10}{10\times10\times10} = \frac{700\times10}{10\times10\times10} = \frac{10\times10}{10\times10} = \frac{10\times10}{10\times10}$$

مثال:

أراد باحث أن يعرف العلاقة بين من عولجوا بدواء ومن لم يعالجوا به وبين من شفوا ولم يشفوا من هاتين الفئتين (أي من أخذوا الدواء ومن لم يأخذوه). فكانت التكرارات كما في جدول الانتشار الآتي:

ج		نوا	لم يشأ	شفوا	<u> </u>	y y
۲۸	ح	۱۸	/.		٧.	عولجوا
40	ز.	۳0	3	1	١.	لم يعالجوا
۸۳		٥٣	و	a.	۳۰	

$$\frac{1 \cdot \times 1 \wedge - \pi \circ \times \gamma}{\circ \pi \times \pi \circ \times \pi \circ \times \pi \wedge} = \frac{1}{\circ \pi \times \pi \circ \times \pi \circ \pi}$$

$$\frac{1 \cdot 2 \cdot 3 \cdot 4}{1 \cdot 4 \cdot 4 \cdot 4} = \frac{1 \cdot 4 \cdot 4}{1 \cdot 4 \cdot 4} = \frac{1 \cdot 4 \cdot 4}{1 \cdot 4 \cdot$$

(٥) معامل الارتباط الثنائي

في كثير من الأحيان يجد الباحث في مجال علم النفس وعلم الاجتماع والعلوم الأخرى أن عليه أن يصل إلى العلاقة بين متغيرين أحدهما ينقسم إلى فئات كمية (كالدكاء مشلاً) والمتغير الثانسي ينقسم إلى فئتين نوعيتين (كالانبساط والانطواء مكفوة الأنا وضعف الأنا . . . إلخ) . ويستخدم معامل الارتباط الثنائي Bi-Serial Correlation لإيجاد مثل هذا النوع من العلاقة ويعتمد في حسابه على الوصول إلى المتوسط الحسابي لكل من المتغيرين النوعيين وعلى الانحراف المعياري للتكرارات الكلية . وقانون معامل ارتباط بيرسون .

$$c = \frac{1 - 7}{3} \times \frac{1 + 7}{6}$$
حدث أن:

م ١ = متوسط المتغير الأول النوعي (مجموعة ١).

م ٢ = متوسط المتغير الثاني النوعي (مجموعة ب).

ع = الانحراف المعياري للمجموعة الكلية.

ا = نسبة تكرار المجموعة ١ على التكراري الكلي.

ب = نسبة تكرار المجموعة ب على التكرار الكلي.

ص = الارتفاع المقابل لأي من النسبتين أأو ب في جدول المنحنى الاعتدالي.

وفيما يلي مثالاً يوضح ذلك.

مثال:

أحسب العلاقة بين الذكاء وسمتي الانطواء والانبساط في الجدول الأتى:

مجد	-11.	-4.	- Y	_0.	الذكاء	
40	۲	1.1	٨	٣	الانطواء	(1)
40	4	١.	٧.	٤	الانبساط	(ب)
٥٠	7	44	10	٧	÷	

م ١ (متوسط المتغير ١)

م ب = $14, 7 = 70 + \frac{16}{70} \times 10$ ع كلي (الانحراف المعياري للمجموعة الكلية)

$$\frac{1}{2}$$
 $\frac{1}{2}$
 $\frac{1}$

$$\frac{7}{4} \cdot \frac{7}{4} \cdot \frac{7$$

الارتفاع ص المقابل لأي من النسبتين في جدول ارتفاعات المنحنى الاعتدالي = ٠,٤٠

معامل الارتباط الثنائي =
$$\frac{a_{1-a_{1}}}{a_{2}} \times \frac{1}{a_{0}}$$

 $(a_{1}, a_{1}, a_{2}, a_{2}, a_{3}, a_{4}, a_{5})$
 $(a_{1}, a_{2}, a_{2}, a_{3}, a_{4}, a_{5})$
 $(a_{1}, a_{2}, a_{2}, a_{3}, a_{4}, a_{5})$
 $(a_{1}, a_{2}, a_{3}, a_{4}, a_{5})$
 $(a_{1}, a_{2}, a_{4}, a_{5}, a_{5})$
 $(a_{1}, a_{2}, a_{4}, a_{5}, a_{5}, a_{5}, a_{5})$
 $(a_{1}, a_{2}, a_{5}, a_$

خطوات حساب معامل الارتباط الثنائي:

١ ـ حساب متوسط المجموعة أ ونرمز له بالرمز م أ.

٢ ـ حساب متوسط المجموعة ب ونرمز له م ب .

٣ ـ حساب الانحراف المعياري للمجموعة الكلية ونرمز له بالرمزع.

٤ - إيجاد نسبة المجموعة أ، ونسبة المجموعة ب إلى المجموع الكلي
 ونرمز لهما بالرمزين أ، ب.

ه ـ من جدول المنحنى الاعتدائي نبحث عن الارتضاع ص المقابل للمساحة الكبرى أو المساحة الصغرى أ، ب ونرمز لهذا الارتضاع بالرمز ص.

٦ ـ نطبق القانون السابق والذي يرمز له بالرمز رث.

٧ ـ وفيما يلي جدول ارتفاعات ومساحات المنحنى الاعتدالي الذي يتم من استخراج النسبة المسذكورة في الخطوة رقم ٥. وسيستخدم هذا الجدول عند الكلام على الجزء الخاص بتحويل التوزيع لأقرب توزيع اعتدالي.

جدول ارتفاعات ومساحات المنحنى الاعتدالي

	<u> </u>				<u></u>		
الارتفاع	المساحة	النساحة	الدرجة	الإرتفاع	المساحة	المساحة	الدرجة
(ص)	.es.	الصغرى	المعيارية	(ص)	الكبري	الصغرى	المعيارية
, • ٨٦٣			,	, 4474	,000	,0111	*,**
, •٧4 •	,4751	, .404	۱٫۸۰	3494,	,0199	, \$8.1	٠,٠٥
. • ٧٢١	,4174	, •٣٢٢	1,40	,444.	۸۴۳۹,	,	٠,١٠
, • 202	,4714	, • ۲۸۷	1,41	,4450	,००९२	, 11.1	٠,١٥
, - 097	,4721	,•402	1,40	, 441.	,0744	, 27.7	٠, ٧٠
, . 0 \$ 0	,4777	,• ۲۲۸	٧,٠٠	, ۳۸٦٧	,041	,2.17	1,10
, • \$٨٨	,4744	, , , , ,	۲,۰۵	,4741	,7174	,4841	.,4.
, . 11.	,4411	,•174	4,11	,4707	, ጓዮካል	,4744	.,40
, • ٣٩ 0	,482	,•10%	7,10	, ተግለሞ	3005,	,4117	٠, ٤٠
, • ٧00	,4871	,•189	7,71	, 7710	,٦٧٣٦	3777,	•, \$0
, •٣١٧	,4,174	, 144	Y, Ye	,4041	,1910	۵۸۰۳,	+,01
, ٠٧٨٣	, 4,444	, 11.7	۲,۳۰	,4544	۸۸۰۷,	, 7417	٠,٥٥
, . 707	,44+1	, • • • • •	7,40	, የሞሞፕ	,۷۲۵۷	, 7727	•, ٦•
, + * * *	,4414	, • • • • •	٧,٤٠	,444.	,٧٤٧٢	, 4044	٠,٦٥
, • 144	,9979	,••٧١	7, 20	,4177	,704.	, 717.	٠,٧٠
, • 1٧0	,997%	, • • • • •	۲, ۵۰	,1.11	,۷۷۳٤	77777	۰,۷۵
, • 101	,4787	, 0 %	7,00	, 4444	,7441	. 4114	1,41
, 1 - 27	,4404	, 112	٧,٦٠	, 474.	۸۰۲۳	, 1477	٠,٨٥
, • ٧ ١٩	,441.	, * + \$ *	4,70	, 7771	,۸۱۵٩	, ۱۸٤١	.,4.
, , 1 , 1	,4470	, 70	7,7.	, 40£1	,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,	,۷۷۱۱	.,40
, • • ٧٩	,4471	, • • ٢٦	۲,۸۰	,444.	, 1817	, \ 0 A Y	1,
, • • 1.	,9941	, • • • •	٧,٩٠	, 7799	, 8941	, 1874	1,00
70165	,44410	, • • ١٣0	٣,٠٠	, 7174	,4727	, 1404	1,11
. • • • •	,44.8	, • • • • • •	4.1.	,4104	,۸٧٤٩	, 1701	1,10
, 71	,444٣١	, ०००५५	۳, ۲۰	,1924	,8884	,1101	١,٧٠
, * * 1 *	,44411	, • • • • • • •	٣, ٤٠	۱۸۲۲	,4468	,1107	1,70
, • • • •	,49988	, , , , , ,	۳,٦٠	,1781	,4+44	, • 478	1,40
, , , , , ,	, 49994	, • • • • •	٣,٨٠	,1714	,4110	, (٨٨٥	1,40
, , , , , ,	, 999788	, •• *17	\$7	,1547	,4147	, 1818	١,٤٠
, , , , , , ,	, , , , , , ,	· ·	1,00	, 444 €	,4770	, •٧٣٥	1, 60
, • • • • • • • • • • •		•	۰,۰۰	,1740	,4144	, • ٣٣٨	1,00
,	44444444		1,**	,1800	,444.	, • ५ • ५	1,00
				,11.4	,4104	, 1088	1,50
			[,1.77	ه۱۹۶۰	, 1890	١,٦٥
	<u> </u>	L		. 1981	,9008	, + £ £ 7	1,4.

كيفية استخراج النسبة أ والنسبة ب من جدول ارتفاعات المنحني الاعتدالي:

١ ــ يوضع في الاعتبار أن قيمة النسبتين بجمعهما معاً تساويان واحد
 صحيح .

٢ ـ نحدد أي النسبتين هي الأصغر في القيمة لنبحث عن الارتفاع المقابل لها من خلال العمود المسمى: المساحة الصغرى. فلو كانت هذه النسبة الصغرى تساوي ، ، ٥ , ٠ مثلاً فإننا ننظر في عمود المساحة الصغرى ونبحث عن المساحة المساوية تماماً لهذه النسبة ثم نتتبع في عمود الارتفاع (ص) القيمة المقابلة لهذه المساحة فنجد أنها تساوي ٢٨٦٣ ، ٠ أي أن الارتفاع ص = ٢٨٩٣ ، ٠

٣ نحدد النسبة الكبرى ونبحث عن الارتفاع المقابل لها من خلال العمود المسمى: المساحة الكبرى، فلو كانت هذه النسبة الكبرى تساوي ، ٠٠, ١ (ما دامت النسبة الصغرى ، ٠٥, ١ فإن النسبة الثانية أو الكبرى لا بد أن تكون كما في ١ مساوية ل : ، ٠٥, ١ أي أن نجمع النسبتين ، ٥٠, ١ و مدود المساحة المساوية نقطر في عمود المساحة المساوية تماماً لهذه النسبة ثم نتتبع في عمود الارتفاع (ص) القيمة المقابلة لهذه المساحة فنجد أنها تساوي ٣٨٦٣, ١ أي أن الارتفاع ص = ٣٨٦٣, ١٠.

٤ ـ باستمرار يكون الارتفاع ص المقابل للنسبة الصغرى هو نفسه المقابل للنسبة الكبرى ولـذلك يكتفي بالحصول على الارتفاع ص من الخطوة رقم ٢ فقط.

حساب دلالة معامل الارتباط

لا يعتد بقيمة معامل الارتباط سواء أكان كبيراً أو صغيراً إلا إذا كان دالاً، وتشير الدلالة إلى وجود علاقة حقيقية وجوهرية بين المتغيرين الـذي

حسب الارتباط بينهما. ويتم حساب دلالة معامل الارتباط على النحو الآتي:

١ ـ تتم معرفة عدد أفراد العينة المراد حساب العلاقة أو الارتباط بين
 متغيرين قيسا فيها، ويرمز لعدد أفراد العينة بالرمز ن.

٢ ـ يتم حساب درجة الحرية وهي تساوي ن ـ ٢ .

٣ ـ ننظر في جدول دلالة معاملات الارتباط الإحصائية أمام درجة المحرية وتحت النسبتين ٥٠,٠٥ فإذا كان معامل الارتباط أقبل من الفيمة الموجودة تحت كل من هاتين النسبتين على حدة كان غير دالاً، أما إذا كان مساوياً أو أكبر من القيمة الموجودة تحت النسبة ٢٠,٠ قلنا أنه دال عند ١٠,٠٠ وإذا كان مساوياً أو أكبر من القيمة الموجودة تحت النسبة ٥٠,٠ قلنا أنه دال عند ٥٠,٠٠

٤ _ يقصد بأن معامل الارتباط دال عند ١٠,٠١ أن نسبة الثقة في معامل الارتباط المستخرج في البحث تساوي ٩٩٪ ونسبة الشك فيه ١٪ _ ويقصد بأن معامل الارتباط دال عند ٥٠,٠١ أن نسبة الثقة فيه ٩٥٪ ونسبة الشك ٥٪.

ه ـ وفيما يلي جدول دلالة معاملات الارتباط:

جداول دلالة معامل الارتباط

ir Kit	ائد	درجة الحرية	וניגונ	13.	درجة الحرية	ITRE	الد
عند ۱۰۰۰	عنا. ٥٠,٠	۲ د	مند ۱۰۰۰	ميده.٠٠	ن - ۲	, , ,	مند ۱۰۰۰
1.1.	٠, ٤٨٢	١٥	۰,۷۲۰	٠,٦٣٢	^		7, ::
.,04.	٨٢٤,٠	14	٠,٧٢٥	۲.۲.	ھ		.,44.
٠,٥٧٥	103.	۱۷	۰,۸۰۸	., 071			.,404
.,011	٠, ٤٤٤	١,	3,4,7	., cor			٠,٩١٧
٠,٥٤٩	٠, ٤٣٢	<u>-</u>	.,711	٠,٥٣٢	7		٠,٨٧٤
٠, ٥٢٧	٠, ٤٢٢	γ.	137,	\$10.	7		· , AFE
1,01,	٠,٤١٢	۲,	٠,٦٢٢	٠, ٤٩٧	1.		·, ٧٩.

47 11.7 (1.1) <th>•</th> <th>۰,۳۰٤</th> <th>., ۳47</th> <th>40.</th> <th>.,111</th> <th>٠,١٤٨</th> <th></th> <th></th> <th></th>	•	۰,۳۰٤	., ۳47	40.	.,111	٠,١٤٨			
\$3.4.* \$3.5.* .01 \$01.* \$7.4.* \$00.4.* \$2.5.* \$2.5.* \$2.5.* \$2.5.* \$1.4.* \$1.5.* \$2.5.* \$2.5.* \$2.5.* \$1.4.* \$2.5.* \$2.5.* \$2.5.* \$2.5.* \$1.4.* \$2.5.* \$2.5.* \$2.5.* \$2.5.* \$1.5.* \$2.5.* \$2.5.* \$2.5.* \$2.5.* \$1.5.* \$2.5.* \$2.5.* \$2.5.* \$2.5.* \$1.5.* \$2.5.* \$2.5.* \$2.5.* \$2.5.* \$1.5.* \$2.5.* \$2.5.* \$2.5.* \$2.5.* \$1.5.* \$2.5.* \$2.5.* \$2.5.* \$2.5.* \$1.5.* \$2.5.* \$2.5.* \$2.5.* \$2.5.* \$1.5.* \$2.5.* \$2.5.* \$2.5.* \$2.5.* \$1.5.* \$2.5.* \$2.5.* \$2.5.* \$2.5.* \$1.5.* \$2.5.* \$2.5.* \$2.5.* \$2.5.* \$1.5.* \$2.5.* \$2.5.* \$2.5.* \$2.5.* \$1.5.* \$2.5.* \$2.5.* \$2.5.*	40	٠, ٢٥	۰,٤١٨	٠.	٠, ١٣٨	., 14.1			
0014 1036 011 301 014 301 014 301 014 301 014 301 014 <th< td=""><td>•</td><td>134.</td><td>133.</td><td>١٥.</td><td>., 101</td><td>۰, ۲۰۸</td><td></td><td></td><td></td></th<>	•	134.	133.	١٥.	., 101	۰, ۲۰۸			
اللالة	4	., 400	1.03.	١٢٥	3,114	٠, ٢٢٨		·	
الدلالة	۲۸	.,٣11	773.		.,110	307.			
3/4 1/1	77	٧٢٦٠.	٠,٤٧٠	؞	٠, ٢٠٥	٠, ۲۲٧			
الدلالة درجة المحرية الدلالة الدلالة درجة المحرية الدلالة الدلالة الدلالة الدلالة الدلالة الدلالة الدلالة الدلالة الدلالة <th< td=""><td>3</td><td>3,44,</td><td>٠,٤٧٨</td><td>></td><td>٠, ٢١٧</td><td>٠, ۲۸۴</td><td></td><td></td><td></td></th<>	3	3,44,	٠,٤٧٨	>	٠, ٢١٧	٠, ۲۸۴			
الدلالة درجة العربة الدلالة	₹ 0	٠,٣٨١	۰, ٤٨٧	<u> </u>	٠, ۲۳۳	٠,٣٠٢			
الدلالة درجة العربة الدربة درجة العربة الدربة درجة العربة الدربة درجة العربة	3.1	٠,٣٨٨	1,631.	٠.	٠, ٢٥٠	٠,٣٢٥	1	٠,٠٦٢	٠,٠٨١
مریة الدلالة درجة العربة الدلالة ا	7	٠,٢٩٦	., 0.0	•	, , rvr	304.	:	٠,٠٨٨	.,110
رية الدلالة درجة الحرية الدلالة درجة الحرية الدلالة درجة الحرية الدلالة ن - ٢ عند ٠٠٠٠٠ عند ٠٠٠٠٠٠ عند ٠٠٠٠٠٠٠٠٠٠٠٠٠٠	77	3.3.	٠,٥١٥	÷ 0	٠, ٢٨٨	٠,٣٧٢	*	٠,٠٩٨	٠,١٢٨
الدلالة درجة الحرية الدلالة درجة الحرية	٥-٢	منده٠٠٠	عبدا،٠٠٠	ن - ۲	عنده، ,	متلد ۱۰۰۰	ن - ۲	عنده٠٠٠	متد ۱۰۰
	درجة الحرية	발	Y.F.	درجة العرية	<u> </u>	5	درجة العرية	يا	K I

مثال:

لو أجرى باحث دراسته على عينة مكونة من ثلاثين طالباً من المدارس الثانوية وطبق عليهم في هذه الدراسة اختباراً للذاكرة فكان معامل الارتباط بين درجات هؤلاء التلاميذ على اختبار الذاكرة وأعمارهم ٣٧٢, ٠٠ فإن حساب دلالة هذا المعامل يتم كما يلي:

درجة الحرية في هذا المثال هي ق - ٢ = ٣٠ - ٢ = ٢٨.

٢ ـ وبالكشف عن دلالة هذا المعامل عند درجة الحرية ٢٨ وتحت
 مستوى ٥٠,٠٥ نجد أن قيمته أعلى من القيمة الموجودة تحت ٥٠,٠٥ وأقل من القيمة الموجودة تحت ٠,٠١

٣ ـ إذاً معامل الارتباط ١٣٧٢, • دال عند • • , • فقط وليس دالاً عند
 • , • أي أن الارتباط حقيقي بنسبة ثقة • ٩٪ ونسبة شك • ٪ .

تعليق على معاملات الارتباط ^{لما}

في معاملات ارتباط التوافق وفاي الثنائي ذكرنا أنها تستخدم في حالة المتغيرات التي تنقسم فيما بينها انقساماً كيفياً. ولا يعني هذا أنها لا تستخدم في حالة المتغيرات التي تنقسم إلى فئات كمية بل ممكن استخدامها في تلك الحالة الأخيرة أيضاً.

تحويل جدول الانتشار المزدوج إلى جدول يستخدم في حساب التوافق وفاي والثنائي:

من السهل القيام بتحويل جدول الانتشار المزدوج إلى جداول يصلح من خلالها حساب معامل ارتباط التوافق ومعامل ارتباط فاي ومعامل الارتباط الثنائي وذلك بهدف التأكد بأكثر من طريقة من قيمة معامل الارتباط

المستخرج (*). ويمكن ذلك بطبيعة الحال إذ كانت الفئات التي تنقسم إليها المتغيرات كمية.

مثال:

أجرى باحث دراسة بهدف معرفة العلاقة بين حجم أسرة العامل (س) وبين كمية إنتاجه في العمل (ص) وكانت العلاقة بين س، ص كما هي في جدول الانتشار الآتي:

*	- £ •	-40	-4.	_ Y	- 4+	م م
٩	٧	٤	صفر	•	۲	-1
72	7	٨	۴	۲.	0	-4
. 19	٩	٣	٣	۲	۲	-0
44	١.	4	٧	7	١	-٧
٨٥	۲۷	72	۱۳	11	١٠	- *

والجدول السابق من الممكن حساب معامل ارتباط بيرسون عن طريق جدول الانتشار من خلاله. أما إذا أردنا حساب معامل التوافق منه فإن ذلك يتطلب تحويل هذا الجدول إلى جدول موحد الفئات في س، ص وذلك لأننا كما نعرف في معامل التوافق يجب أن تكون عدد الفئات في المتغير س هي نفس عدد الفئات في المتغير ص، والجدول السابق عدد فئات ص خمسة، والمطلوب إذاً بالنسبة

^(*) لا تكون بالضرورة قيمة معامل الارتباط متطابقة عند الحصول عليها بأكثر من طريقة .

لمعامل التوافق جعل عدد فئات ص أربعة بدلاً من خمسة ويتم ذلك بدمج الفئة الأخيرة ٤٠٠ في الفئة التي قبلها ٣٥ . . وتتم هذه الخطوة بإضافة التكرارات الموجودة تحت الفئة ٤٠ في التكرارات المقابلة لها تحت الفئة ٣٠ . فمثلاً التكرار ٢ في الصف الأول وتحت الفئة ٤٠ ميضاف للتكرار المقابل له ٤ في نفس الصف الأول والموجود تحت الفئة ٣٥ ميليمير التكرار الجديد للفئة ٣٥ مساوياً ٦ في الصف الأول. وتتم نفس الخطوة السابقة في الصف الثاني والصف الثالث والصف الرابع.

و يكون بذلك الجدول الجديد بعد إضافة الفئة ٤ ـ إلى الفئة ٣٥ ـ كما يلى :

مج	٣٥ فمانوق	-4.	- ۲0	۲.	ש
٩	٦	صفر	1	۲	-1
71	18	*	۲	٥	
19	17	٣	۲	۲	-0
44	19	٧	7	١	-٧
۸٥	٥١	14	11	1.	4

وهكذا نجد أن الجدول السابق أصبح المتغير ص له نفس عدد الفئات التي للمتغير س ويمكن بذلك حساب معامل التوافق منه.

وبالنسبة لمعامل فاي يتم دمج تكرارات كل فئتين في المتغير س معاً ويكون ذلك بدمج تكرارات الفئة ٣ ـ مع تكرارات الفئة ١ ـ ، ويتم دميج

تكرارات الفئة ٧ مع تكرارات الفئة ٥ م. كذلك الأمر بالنسبة للمتغير ص يتم دمج تكرارات الفئتين الأولتين معاً ودمج تكرارات الفئات الثلاث الأخيرة مع بعضهم ويكون ذلك بدمج تكرارات الفئة ٢٠ مع تكرارات الفئة ٢٠ مع تكرارات الفئة ٢٠ مي تكرارات الفئة ٢٠ ويكون شكل الجدول كما يلى:

-¢-	۳۰ فما فوق	-4.	ש ש
44	74	•	-1
40	٤١	11	ه فما فوق
۸٥	7.5	۲١	- 4

وفي حالة معامل الارتباط الثاني فإن المتغير ص يظل باقياً كما هو ويتم دمج تكرارات المتغير س كل فئتين في فئة واحدة ، وذلك بضم تكرارات الفئة ٣ ـ في الفئة ٥ وبذلك يكون شكل الجدول كما يلى:

*	- & `	- 40	-4.	_ 70	_ ٧٠	س کس
٣٣	٨	17	*	4	*	- 1
٥٧	19	17	١.	٨	٣	. 0
۸٥	44	71	14	11	١٠	4

تمارين محلولة على معاملات الارتباط السابقة ٢ ـ أحسب العلاقة بين المتغيرين س، ص في الجدول الآتي:

*	أرمل	مطلق	منز وج	أعزب	س ص
۲.	*	٤	۴	٧	أعزب
٧٠	ź	۸	٣	٥	متز وج
٧٠	٦	ź	٧	٣	مطلق
٧٠	٤	2	٧	٥	أرمل
۸۰	۲.	٧٠	٧,	۲٠	*

٢ _ أحسب العلاقة بين س، ص في الجدول الآتي:

4	أغبياء	أذكياء	م ص
44	7.	74	ناجحون
۲۷.	0	44	فاشلون
٧٦	۲۱.	00	4

٣_ أحسب العلاقة بين س، ص في الجدول الآتي:

*	- ٤٠	-40	- 4.	- 9 +	س ص
۲٠	١٠	0	٤	۲	ناجح
۳.	*	Y	٨	4	راسب
٥٠	7	17	11	11	- *

الحل:

١ .. حل التمرين الأول (معامل التوافق):

$$\frac{Y(7)}{Y \cdot \times Y \cdot} + \frac{Y(2)}{Y \cdot \times Y \cdot} + \frac{Y(7)}{Y \cdot \times Y \cdot} + \frac{Y(7)}{Y \cdot \times Y \cdot} + \frac{Y(7)}{Y \cdot \times Y \cdot} = \frac{11}{2 \cdot 1} = \frac{1$$

$$\frac{r(\xi)}{r \cdot x \cdot y} + \frac{r(\Lambda)}{r \cdot x} +$$

$$\frac{\mathsf{'}(\mathsf{'})}{\mathsf{'}}$$
 + $\frac{\mathsf{'}(\mathsf{E})}{\mathsf{'}}$ + $\frac{\mathsf{'}(\mathsf{V})}{\mathsf{'}}$ + $\frac{\mathsf{'}(\mathsf{V})}{\mathsf{'}}$ + $\frac{\mathsf{'}(\mathsf{V})}{\mathsf{'}}$ = ڪالاء عندانا

$$\cdot, \gamma_{\Lambda} = \frac{11 \cdot }{\xi \cdot \cdot} = \frac{\gamma_{\Lambda} + 1_{\Lambda} + \xi_{\Lambda} + 4_{\Lambda}}{\xi \cdot \cdot} =$$

$$\frac{\mathsf{'}(\xi)}{\mathsf{Y} \cdot \mathsf{X} \cdot \mathsf{Y}} + \frac{\mathsf{'}(\xi)}{\mathsf{Y} \cdot \mathsf{X} \cdot \mathsf{Y}} + \frac{\mathsf{'}(\mathsf{V})}{\mathsf{Y} \cdot \mathsf{X} \cdot \mathsf{Y}} + \frac{\mathsf{'}(\mathsf{O})}{\mathsf{Y} \cdot \mathsf{X} \cdot \mathsf{Y}} = \mathsf{Id}$$

معامل التوافق (ق) =
$$\sqrt{1 - \frac{1}{1 \cdot 9}} = \sqrt{1 - 9}$$
, معامل التوافق (ق) = $\sqrt{1 - \frac{1}{1 \cdot 9}} = \sqrt{1 - 1}$, $\sqrt{1 - 1}$ ق = $\sqrt{1 - 1}$ و $\sqrt{1 - 1}$

٢ ـ حل التمرين (معامل فاي):

+	أغبياء	أذكياء	50
۸ ۴	٦٦ ب	1 74	ناجحون
۲۷ و	3 0	۲۲ جـ	فاشلون
۷٦	۲۱ ح	ەە ز	*

٣ ـ حل التمرين الثالث (معامل الارتباط الثنائي):

argund 1
 argund
$$\varphi$$

 5
 φ
 φ

$$YA, YY = 1 \cdot \frac{1}{Y} + YO = \rho YT, o = 1 \cdot \frac{YY}{Y} + YO = \rho$$

ع (الانحراف المعياري) للمجموعة الكلية:

$$3 = 1 \sqrt{\frac{\Lambda L}{10}} - (\frac{\Lambda L}{10})^{1} = 5$$

ص المقابلة لنسبة ص أو نسبة س في جدول ارتفاعات المنحنى الاعتدالي هي = ٣٨، ٢٨ - • ، ٣٩ . •

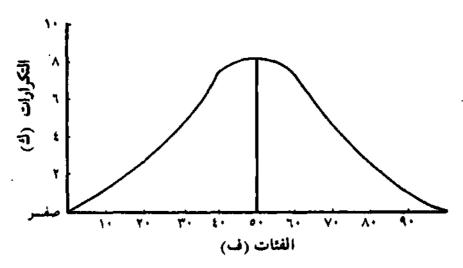
$$\frac{1}{1} = \frac{1}{1} \cdot \frac{1}{1} \cdot \frac{1}{1} \times \frac{$$

المنحنى الاعتدالي

«تعديل التوزيع التجريبي لأقرب توزيع اعتدالي»

إذا أجرى باحث اختباراً نفسياً أو استبياناً اجتماعياً على مجموعة من الأشخاص ثم صنف درجات هذا الاختبار أو الاستبيان الاجتماعي في جدول تكراري فإن منحنى توزيع هذه الدرجات يكون اعتدالياً إذا لم تكن هناك أخطاء متعلقة بحجم العينة ومدى تمثيلها للمجتمع أو متعلقة بظروف الاختيار أو الاستبيان من ناحية مناسبته لعمر ومستوى تعليم أفراد العينة من ناحية ولثباته وصدقه من ناحية أخرى، أو متعلقة بظروف الباحث والمبحوث المزاجية عند تعليق الاختبار، أو متعلقة بالصفة أو السمة المقاسة. وفي هذه الحالة يكون شكل منحنى التوزيع مشابهاً لشكل الجرس كما يلي:

«منحني التوزيع الاعتدالي».



ومن خصائص المنحني الاعتدالي:

١ - أن نصفاه ينطبقان انطباقاً تاماً على بعضهما البعض.

٢ ـ أن قيمة المتوسط الحسابي والوسيط والمتوال واحده .

٣ ـ أن التكرارات تكون في الأطراف صغيرة القيمة وكبيرة في الوسط.

لكنه نظراً لصعوبة تفادي الأخطاء السابقة في البحوث التجريبية الميدانية والمتعلقة بالعينة والمقياس وظروف الاختبار فإنه من الطبيعي أن نجد أن التوزيع الخاص بدرجات البحوث العملية (التجريبية والميدانية) ينحرف قليلاً أو كثيراً عن التوزيع الاعتدالي. لذلك فإن الباحث يحتاج في كثير من الأحيان إلى تعديل التوزيع حتى ينطبق على التوزيع الاعتدالي كثير من الأحيان إلى تعديل التوزيع على اعتبار أن سبب انحراف النوزيع الاعتدالي التجريبي عن التوزيع الاعتدالي النموذجي راجع إلى أن البحث أجري في الظروف والأخطاء السابقة. والباحث يفترض في هذه الحالة أن السمة التي يقيسها موزعة توزيعاً اعتدالياً في المجتمع الأصلي. وخطوات تعديل التوزيع التجريبي لأقرب توزيع اعتدالي هي:

١ - أحسب المتوسط الحسابي والانحراف المعياري لقيم الجدول التكراري.

٢ ـ أوجد مراكز الفئات س.

٣- إطرح المتوسط الحسابي من كل مركز من مراكز الفثات (س - م) .

غ ـ أقسم باقي الطرح على الانحراف المعياري لتحصل على الدرجة المعيارية لمراكز الفثات $\frac{(m-q)}{3}$

٥ - إرجع إلى جدول ارتفاعات المنحنى الاعتدائي لاستخراج الارتفاع (ص) المقابل لكل درجة معيارية من الدرجات المستخرجة في الخطوة السابقة (ص).

٦ _ أضرب الارتفاعات الناتجة من الخطوة السابقة في معامل ثابت

يساوي <u>ف ن</u> حيث أن : ع

ف = مدى الفئة.

ن = مجموع التكرارات.

ع = الانحراف المعياري.

وبضرب الارتفاعات في المعامل الثابت أو المقدار الثابت ينتج التكرار المعدل المطلوب الذي تنظبق عليه شروط التوزيع الاعتدالي النموذجي (ك).

مثال:

س م الارتفاع ك
$$\frac{1}{2}$$
 ل $\frac{1}{2}$ ل $\frac{1}{2}$ س س م ع (ص) $\frac{1}{2}$ صفر $\frac{1}{2}$ $\frac{1}{2}$

$$Y, 19 = 1, 90 \times Y = \overline{1, YY}$$
 $Y = \frac{\overline{Y7}}{\overline{Y}}$ $Y = \frac{\overline{Y7}}{\overline{Y}}$ $Y = \overline{Y}$

$$YV, \xi \cdot = \frac{7}{7,19} = \frac{y \cdot x}{7,19} = \frac{7}{7,19}$$
المقدار الثابت

ونلاحظ في المثال السابق أن التكرار الاعتدالي المعدل (ف) قريب في قيمته (٣٠, ١٤) من التكرار التجريبي (ك).

تمرين حول التوزيع التجريبي الأتي لأقرب توزيع اعتدالي.

4	ٺ
٧	۰.۸
1.	- 17
10	_ ۲٦
11	- Y+
7	- Y£

الحل:

$$1, \xi \wedge 7 = 1, \xi \wedge 7$$

$$44, Y = 10$$
 المقدار الثابت = 10 × 10 × 10 المقدار

مساحات المنحني الاعتدالي

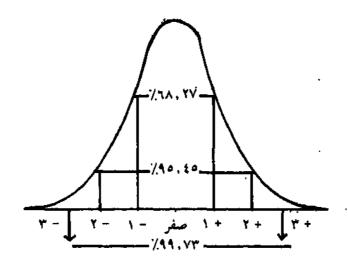
وفيما يلي المساحات المحصورة في المنحنى الاعتدالي ونسبة حالات التوزيع:

٢ ـ المتوسط الحسابي + اثنين انحراف معياري الكلية ومن نسبة حالات التوزيع والمتوسط الحسابي - اثنين انحراف معياري

٣ ـ المتوسط الحسابي + ثلاثة انحراف معياري ٢ . ٩٩ . ٧٣٪ من المساحة والمتوسط الحسابي - ثلاثة انحراف معياري

وتتضح المساحات ونسبة الحالات السابقة في الرسم الآتي:

رسم مساحات ونسبة الحالات في المنحنى الاعتدالي .



ثانياً

الدلالة الإحصائية

Measurement of Statistical Significant

أولاً .. الخطأ المعياري للعينة

اتضح في الأجزاء السابقة أن عدم اقتراب التوزيع كما تبين في الرسوم البيانية من التوزيع الاعتدالي من أهم أسبابه أن العينة لا تقترب في خصائصها وحجمها من عينة المجتمع الأصلي. ومن ناحية ثانية أننا لو قمنا بعمل وتحليل متتابع للعينة المجتمع الأصلي. ومن ناحية ثانية أننا لو قمنا بعمل وتحليل متتابع للعينة العينة والأصل. أي أنه إذا اقتربت بالمجتمع الأصلي سنجد مدى التطابق بين العينة والأصل. أي أنه إذا اقتربت قيمة المتوسط في العينة من قيمة المتوسط في المجتمع الأصلي كانت العينة متطابقة مع هذا المجتمع الأصلي. لكن هذا الأمر صعب جداً لأن إمكانية عمل مسح كامل للمجتمع الأصلي تفوق قدرات الأجهزة المسؤولة لوجود المناطق الناثية من الواحات والبوادي والصحراء. وللتغلب على ذلك يقترح الإحصائيون سحب عدة عينات متساوية في الحجم من المجتمع الأصلي ويتم حساب المتوسط الحسابي والانحراف المعياري لهذه العينات وحساب الفروق بينها باستخدام المقاييس الخاصة بذلك (والتي سيتم عرضها في الجزء الحالي من الكتاب) فإذا لم توجد فروق بينها فإن ذلك يشير عرضها في المجتمع أصلي واحد ويمكن اعتبار تلك العينات عينة واحدة.

الخطأ المعياري:

يشير الخطأ المعياري لأحد المعاملات الإحصائية كالمتوسط أو الوسيط إلى القيمة التي يتراوح حولها حدوث المعامل لو تكررت الدراسة المستخرج منها هذا المعامل مرة ثانية. وعلى هذا الأساس يمكن حساب الخطأ المعياري للانحراف والخطأ المعياري للانحراف والخطأ المعياري للوسيط.

١ - الخطأ المعياري للمتوسط الحسابي:

يحسب الخطبا المعياري للمتوسط الحسابي بقسمة الانحراف المعياري للعينة على الجذر التربيعي لعدد أفراد العينة كما يلي:

الخطأ المعياري للمتوسط = الانحراف المعياري للعينة

فإذا كان علد العينة ٥٠٠، ومتوسطها ٥٠، والانحراف المعياري للرجات الأفراد فيها ٢٠ كان الخطأ المعياري للمتوسط كالآتي:

الخطأ المعياري للمتوسط =
$$\frac{Y}{YY, YZ} = \frac{Y}{YY, YZ} = 3.4, •$$

وبذلك فإن قيمة هذا المتوسط تتراوح في حالمة إصادة الدراسة بين قيمتين تستخرجان في ضوء الخطأ الذي يوافق عليه الباحث في دراسته.

فإذا كانت نسبة الخطأ التي يرتضيها الباحث في دراسته هي ٠٠٠٠ فالقيمة المقابلة لها تكون ١٠٩١، أما إذا كانت نسبة الخطأ التي يرتضيها الباحث ٢٠٠١، فإن القيمة المقابلة لها تكون ٢٠٥٨.

وعلى هذا الأساس فإن المتوسط الحسابي الحقيقي للمجتمع الأصلي تنحصر قيمته كالآتي:

۱ ـ في حالة نسبة خطأ ۰٫۰۰ تتراوح قيمته بين ۰۰ ـ ۱٫۹۳، ۰۰ + َ ۱٫۹۲ أي بين ۲۸٫۰٤، ۵۱٫۹۳.

۲ ـ في حالة نسبة خطأ ۰٫۰۱ تتراوح قيمته بين ۵۰ ـ ۲٫۵۸، ۵۰ + ۲٫۵۸ أي بين ۲٫۵۷، ۵۲٫۵۸

٢ ـ الخطأ المعياري للانحراف المعياري:

ويتم حسابه بقسمة الانحراف المعياري على الجذر التربيعي لضعف عدد العينة كما يلى:

الخطأ المعياري للانحراف المعياري =
$$\frac{3}{100}$$
 وهو في المثال السابق = $\frac{70}{100}$ = $\frac{70}{100}$ = $\frac{70}{100}$ =

ويكون الانحراف المعياري الحقيقي في حالة قبول نسبة خطأ ٠٠, يتراوح بين ٢٠ – ١,٩٦ × ١,٩٣ - ٢٠, ٢٠ = ١,٧٧ = ١٨,٧٧) وبين ٢٠ + ٢٠,١٩٦ × ١,٩٣ ، • (٢٠ + ٢٠) ، ٢٣) أي بين ١٨,٧٧ وبين ٢١,٢٣ .

*. 1TT =

كما يكون الانحراف المعياري في حالة قبول نسبة خطأ ٢٠,٠ يتراوح بين ٢٠ - ٢٠,٥٨ × ٢٠ (١٨,٣٧ = ١,٦٣٠) وبين ٢٠ + ٨٥,٨ × ٢٠ ,٦٣٢ وبين ٢١,٦٣ وبين ٢١,٦٣.

٣ ـ الخطأ المعياري للوسيط:

ويتم استخراجه من خلال المعادلة الآتية:

الخطأ المعياري للوسيط =
$$\sqrt{\frac{1, 10^{\circ}}{v}}$$

مشال: بلغ الوسيط لدى عينة من التلاميذ عددهم ١٠٠ في أحد اختبارات التحصيل ٥٠ والانحراف المعياري ١٠ فيكون الخطأ المعياري

حدود الوسيط:

۱ _ الوسيط + الخطأ المعياري = ۱, ۲ × ۱, ۲ × ۱, ۲ + ۰۰ = ۲, ٤٥٥ + + ۲, ٤٥٥ = ٥٠ . ٤٥٥ = ٥٠ . ٤٥٥ = ٥٠ . ٤٥٥

٢ ـ الوسيط ـ الخطأ المعياري = ١, ٢٥٣ × ١, ٩٦ - ٠٠ = ٥٠, ٢٠ - ٢, ٤٥٥ - ٠٠ عند نسبة ثقة
 ٠٥ = ٥٤٥, ٥٤ وذلك بنسبة ثقة ٥٠, ٠ و بنسبة شك ٥٠, ٠ أما عند نسبة ثقة
 ٩٩, ٠ ونسبة شك ٢٠, ٠ فيكون كالأتي :

۱ ـ الوسيط + الخطأ المعياري = ۲, ۲۰ × ۲, ۲۰ + ۰۰ = ۳, ۲۳

 $- \pi, \Upsilon = 0 - 1, \Upsilon = \Upsilon, \Upsilon \times \Upsilon, \sigma \times \Upsilon$ الوسيط – الخطأ المعياري = $\Lambda_0, \Upsilon \times \Upsilon, \Upsilon = 0 - \Upsilon, \Upsilon \times \Upsilon$ د = $0 - \Upsilon, \Upsilon \times \Upsilon$

أي أن الـوسيط عنـد نسبـة تأكد ٠,٩٥ تشراوح قيمتـه بين ٥٢,٤٥، ٤٧,٥٤

وعند نسبة تأكد ٩٩, ٠ تتراوح قيمته بين ٣٣, ٢٣، ٤٦,٧٧

٤ - الخطأ المعياري للنسبة المثوية :

ويتم الحصول عليه بحساب الجذر التربيعي للنسبة × باقي النسبة مطروحاً من الواحد صحيح مقسوماً على ماثة كالآتي:

وعندما تكون النتائج على شكل نسب مئوية يكون القانون:

مثال: أجاب ٧٥, • من الطلاب بالموافقة على إجراء الانتخابات الطلابية تحت إشراف لجنة محايدة وكان عدد عينة الطلاب الذين طبق عليهم البحث • • ٥ خمسمائة طالب، فما المدى الذي تتغير فيه هذه النسبة إذا أعيد إجراء البحث.

باقي النسبة يكون = ١ - ٧٥,٠٠ = ٢٠,٠٠، باقسي النسبة المشوية = ٢٠٠٪ - ٧٥٪ = ٢٥٪

حل المثال في حالة النسبة:

$$Y = \frac{Yo \times Vo}{0.0}$$
 الخطأ المعياري للنسبة المثوية = ۱۰۰

۱ ـ عند مستوی ۰۰,۰۰ تقـع النسبـة بین ۰٫۷۵ + ۱٫۹۳ × ۲۰٫۰۰ = ۲٪,۰۰ وبین ۰٫۷۵ – ۱٫۹۳ × ۲۰٫۰۲ = ۰٫۷۷

 $٠, ٨٠ = ٠, ٠٢ \times ۲, ٥٥ + ٨٥, ٠ = ٠, ٠٠ عند مستوى <math> ...$ تقع النسبة بين ...

وبین ه۷,۰ - ۸ه,۲ × ۲,۰۲ و بین ه

حل المثال في حالة النسبة المثوية:

ويمكن تكرار ١، ٢ في حالة النسبة المئوية وتنتج نفس النتائج لكن في صورة نسبة مئوية ففي حالة ٠٠,٠٠ تقع النسبة المئوية بين ٧٧٪ – ٧٨٪، وفي حالة ٠,٠٠ تقع النسبة المئوية بين ٧٠٪ – ٨٠٪

٥ - الخطأ المعياري لمعامل الارتباط

ويتم حسابه عن طريق المعادلة الآتية: $1 - \frac{1}{1 - \sqrt{1 - 1}}$ الخطأ المعياري لمعامل الارتباط = $\sqrt{1 - 1}$

مثال: تم حساب معامل الارتباط بين القدرة اللفظية وبين القدرة المكانية وكانت قيمة هذا المعامل ٣٠٠ في عينة من ١٠٠ ماثة تلميذ.

الخطأ المعياري لمعامل الارتباط =
$$\sqrt{(\cdot, \cdot)^{\cdot}}$$

$$\frac{\cdot, 91}{4, 92} = \frac{\cdot, \cdot 9 - 1}{99} =$$

ثانياً: مقاييس الدلالة الإحصائية Measurement of Statistical Signifiance

يقوم الباحث في البحوث النفسية والاجتماعية بإجراء بحثه على عينة محدودة العدد طبقاً لإمكانياته، لأنه لا يستطيع عادة أن يطبق البحث على المجتمع الأصلى بأكمله ، لكن عندما يستخرج نتيجته فإنه يكون في حالة شك من أن هذه النتيجة التي استخرجها هل راجعة إلى مجرد الصدفة أم راجعة إلى ظاهرة حقيقية في المجتمع الأصلي. ويقتضي هذا تكرار البحث عدة مرات واختيار عينات مختلفة من المجتمع الأصلى للتأكد من أن النتائج التي حصل عليها لا تختلف ولا تتغير في اتجاه مضاد باختلاف العينات التي يجري عليها البحث. وتكرار التجربة يحتاج إلى قدر كبير من الوقت والجهد والنفقات كما سبق الإشارة في خطأ العينة. وتوفر مقاييس الدلالة الإحصائية على الباحث هذا التكرار فهي تبين إلى أي حد يستطيع أن يتأكد من ثبات نتائجه وإلى أي حد يستطيع إرجاعها إلى عامل الصدفة وحده. وسنتناول هنا مقياسين كثيري الاستخدام في البحوث هما: مقياس كا أو Quai Square ومقياس «ت» أو T. test ، وهـذان المقياسان من المقاييس البارامترية Parametre وسنتناول النوع الآخر من المقاييس وهي المقاييس اللابارامترية Non-parametric عند تناول موضوع الإحصاء المتقدم (*). كما سنعرض كذلك هنا لدلالة الفرق بين الانحرافات المعيارية، ولدلالة الفرق بين معاملات الارتباط، وللدلالة الإحصائية في المنهج القبلي ـ بعدي.

^(*) د. سيد محمد خيري، الإحصاء في البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية النهضة العربية _ . ١٩٧٠

مقدمة: نفرض أن لدينا صندوقاً من المكعبات كل مكعب فيه ملون بلون من هذه الألوان: أبيض - أزرق - أحمر - أسود، وكان عدد المكعبات الملونة في كل لون متساوياً. فإذا أردنا التأكد من تساوي العدد في هذه الألوان الأربعة فإن الطريقة المباشرة هي القيام بعد جميع الألوان مهما كان الصندوق يتضمن بضعة آلاف من المكعبات. ولكننا نستطيع أن نوفر هذا الوقت والجهد فناخذ عينة عشوائية وليكن عددها ٢٠ عشرون مكعباً فإذا كان المكتوب صحيحاً فإننا نتوقع أن عدد المكعبات في الألوان المختلفة سيكون المكتوب صحيحاً فإننا نتوقع أن عدد المكعبات في الألوان المختلفة سيكون الألوان الأربعة فإنه بتطبيق مقياس كا يتم معرفة هل الاختلاف بين عدد الألوان في العينة وما كنا نتوقع لها اختلافاً جوهرياً أم اختلافاً يرجع إلى الصدفة في اختيار العينة. ولإجراء ذلك نقدم المثال الآتي:

مثال: تم سحب عشرين مكعباً من أحد الصناديق فوجد أن سبعة ٧ منها أبيض اللون، وثلاثة ٣ أزرق اللون، وسبعة ٧ أسود. فهل الاختلاف دالاً في عدد الألوان أم راجع للصدفة؟ وللتحقق من ذلك يتم ما يلي:

١ ـ حساب التكرار النظري بقسمة مجموع المكعبات على عدد الألوان ٢٠ + ٤ = ٥.

٢ _ أوجد الفرق بين التكرار النظري والتكرار التجريبي حيث يمشل ذلك
 الأخير كما في المثال ٧ (أبيض)، ٣ (أحمر) (أزرق)، ٧ (أسود).

٣ ـ أوجد مربعات هذه الفروق للتخلص من الإشارات.

⁽ه) الرمز اللاتيني هو X²x.

٣ ـ أقسم هذه المربعات على التكرارات النظرية فيكون مجموع خارج القسمة هو قيمة كا٠.

٤ ـ أحسب درجات الحرية بطرح واحد من عدد الفئات (عدد الألوان)
 في المثال التالي، درجات الحرية = ٤ - ١ = ٣.

مثال:

(*む	- 의)				
Ĺ	'(실-실)	실 _ 설	ي ي) ك	ك (تجري	ف
٠,٨	ŧ	۲ +	٥	٧	أبيضى
٠,٨	ŧ	Y -	٥	*	أحمر
٠,٨	٤	Y -	٥	۴	أزرق
<u>· , </u>	ŧ	۲ +	٥	<u>v</u>	أسود
۳, ۲	کا۲			یجہ ۲۰	

T = 1 - 2 = 1 - 1 درجات الحرية (د. ح.) = عدد الفئات

أ-حساب دلالة قيمة كا":

جدول قيم كا٬ عند مستويات الدلالة ٢٠,٠٠، ٢٠,٠٠،

٠,٠٠١	•,•4	1,10	ړ	٠,٠٠١	٠,٠٠١	٠,٠٥	د. ح.
44, 10	44,	77,40	17	١٠,٨٣	٦,٦٤	۳,۸2	1
£Y, Y4	24, 21	44,04	17	18,41	4, 71	0,44	٧ .
17,41	48,80	44,74	۱۸	17,77	11,72	٧,٨٢	۳
\$4,74	47,14	4.,12	١٩	14,27	14, 14	9, 29	٤
10,44	47,07	81, 21	۲.	40,04	10,.4	11, 17	
\$7,40	۳۸,۹۳	77,77	*1	77, 27	17,81	17,09	۱ ٦
٤٨, ٧٧	٤٠, ٢٩	44,44	77	42,47	١٨, ٤٨	11, 1	٧]
14,74	\$1,72	80,10	74"	₹₹,∨₹	40,04	10,01	٨
91,14	£4,4A	77, 27	72	44,44	Y1,7V	17,97	•
27,77	\$2,71	47,70	10	19,04	74, 71	18,41	1.
02,00	20,72	44,44	77	\$1,77	71,77	14,34	11
00,21	27,47	\$1,11	YV	44,41	77, 77	71, . **	14
6٦,٨٩	٤٨, ٢٨	£1,72	44	۳ŧ,0٣	47,74	77,77	18
٥٨,٣٠	14,09	٤٢,٥٦	79	77,17	44,12	74,74	12
4,70	٥٠,٨٩	۳۷,۷۷	۳۰	47, 40	T',0A	۲۵,۰۰	10

والمقصود بمستويات الدلالة الثلاث في الجدول:

١ ـ دال عند ٠٠,٠٠ أي أن مستوى الثقة ٩٥٪ والشك ٥٪.

٢ ـ دال عند ٠,٠١ أي أن مستوى الثقة ٩٩٪ والشك ١٪.

٣_ دال عند ٠,٠٠١ أي مستوى الثقة ٩٩,٩٪ والشك ٠,١٪.

وبالنظر للمثال السابق نجد أن قيمة كا والتي تساوي ٣,٢ ليس لها دلالة إحصائية لأنها أقل من قيم كا الموجودة في الجدول عند درجة الحرية ثلاثة وتحت المستويات ۰۰,۰۰۱ ،۰۰، ۱۰,۰۰۰ فالمفروض إذا كانت دالة عند ۰۰,۰۰ تكون قيمتها بين ۷٫۸۲ – ۱۱,۳۳ ، وإذا كانت دالة عند ۰٫۰۰ تكون قيمتها بين ۱۱,۳۴ – ۱۲,۲۳ ، وإذا كانت دالة عند ۰٫۰۰۱ تكون قيمتها ۲۷,۲۷ فما فوق .

ب - استخدام كا في حساب مدى قرب أو بعد التوزيع التجريبي عن التوزيع الاعتدالي:

عرفنا عندما تكلمنا عن تعديل التوزيع التجريبي لأقرب توزيع اعتدالي الخطوات الخاصة بذلك حتى نصل للتوزيع النظري المتوقع والذي رمزنا له بالرمز أف. والسؤال هو هل ينطبق التسوزيع التجريسي علسى التسوزيع الاعتدالي؟. ونحتاج إلى اختبار كالمحساب مدى قرب أو بعد التوزيع التجريبي عن التوزيم الاعتدالي كما في المثال الأتي:

শ	ص	س <u>.</u> نه	.س - م	س	ك ح	كح	٦	된	ن
1,0	٠,٠٥	۲ -	£ -	١	17	7 -	٧-	٣	صفر ـ
٧, ٢٠	٠, ٢٤	1 :	∀ →	۱۳۰	٦	٦-	y - 1	٦.	۲ -
۱۲	٠, ٤٠	صفر	صفر	۰	أصفر	صفر	صفر	17	- £
V, Y	٠, ٧٤, ١	1+	۲+	٧	٦	٦+	۱+	٦	- 4
اه, ۱	اه ٠٠,٠٠	۲ +	£ +	٩	17	٦+	۲+	٣	- A
Y4,£					۲۳٦	صفر		۲۰	

م = 0
$$3 = 7$$
المقدار الثابت = $\frac{7 \times 7}{7}$ = $\frac{7}{7}$

وبعد الحصول على التكرار النظري لة يتم استخدام كا الاختيار مدى انطباق التوزيع:

1 <u>4 - 4</u>					
Ð	.a- a	ন - ন	Ĺ	크	ن
1,01	٧, ٢٥	1,0+	١,٥	٣	صفر
١, ٢٠	١, ٤٤	1,4-	٧,٢	٦	- Y
صفر	صفر	صفر	17	17	- \$
١, ٢٠	1,22	١,٢-	٧, ٢	7	٦ ـ
1,00	4,40	1,0+	١,٠	٣	- A

قيمة كا = ٣, ٤٠

جـ حساب دلالة كان:

ولحساب دلالة كا في حالة مدى انطباق التوزيع على التوزيع الاعتدالي يتم حساب درجة الحرية وهي في هذه الحالة تساوي عدد الفئات ٣٠٠ لأننا نكون مقيدين بثلاثة قيود هي المتوسط والانحراف المعياري والمقدار الثابت.

تعديل يبتس Yates للتكرارات الصغيرة عند حساب كالم يتم تعديل الفرق بين التكرار النظري والتجريبي (ك ـ ك) بطرح قيمة مقدارها ه , ، من كل فرق وذلك إذا احتوت إحدى النكرارات التجريبية على قيمة أقل من خمسة مثال:

, तु " त्					
<u> </u>	₹실_ <u>취</u>	(ك ـ كالمعدل)	된 _ 4	এ	실
٠,٥٦	۲,۲٥	١,٥-	۲ -	ŧ	4
٠,٠٦	٦,٢٥	, 6 +	۴ +	٤	٧
•,•,	٠, ٢٥	٠,٥-	1 -	٤	٣
- ۸۶,۱	کا۳				

والملاحظ على التكرارات التجريبية أن بها تكرارين أقبل من خمسة ولذلك قمنا بعمل التعديل الذي اقترحه يبتس Yales Correction * فتم طرح قيمة مقدارها نصف من كل فرق بين التكرار النظري والتكرار التجريبي، ويتم بعد تربيع (ك ـ ك المعدل) وإجراء باقي الخطوات المعتادة.

د- حساب قيمة كا من الجدول المزدوج:

يمكن حساب قيمة كا من الجدول المزدوج ومعرفة دلالتها وفيما يلي مثالاً لذلك:

أجرى باحث دراسة على مجموعتين من الذكور والإناث بهدف معرفة هل هناك فرقاً له دلالة إحصائية بين تكرارات المجموعتين والتكرارات المتوقعة بالنسبة لإجابتهم على أحد مقاييس الرأي العام. وكانت تكرارات كل مجموعة على أحد أسئلة المقياس كما يلي:

^(*) هناك تصحيح اقترحه فيشر Fisher وذلك بطرح قيمة مقدارها واحد من كل فرق بين ك ـ ك ويسمى هذا التصحيح باسم: تصحيح فيشر ييتس Fisher Yates Correction

المجموع	إناث		٦,	ذكو	الإجابة المبحش
٥٠	٦.	۲٠	1	٣٠	موافق
٧٠.	4	٨	حہ	17	معارض
۸	9	*	1	۲	محايد
٧٨	۲	٤.	1	i i	المجموع

وتتلخص الخطوات الخاصة بحساب كاللفيما يلي:

١ ـ الحصول على التكرار النظري لكل تكرار تجريبي وذلك بضرب
 مجموع عمود التكرار الأول في مجموع تكرار الصف كالآتي:

$$\Upsilon\Lambda = \Upsilon\Lambda, \Upsilon = \frac{0 \cdot \chi_{1}}{V\Lambda} = \Upsilon$$
 و المقابل للتكرار التجريبي Υ

$$\Upsilon = \Upsilon 1, \forall q = \frac{a \cdot \times \Upsilon t}{VA} = \Upsilon \cdot$$
 كُ ب المقابل للتكرار التجريبي Υ

$$11 = 11, 7\Lambda = \frac{Y \cdot \times \xi \dot{\xi}}{\Lambda V} = 17$$
 التكرار التجريبي التكرار التجريبي

$$4 = \Lambda, V1 = \frac{Y \cdot \times Y\xi}{V\lambda} = \Lambda$$
 فُ د المقابل للتكرار التجريبي $\Delta = \frac{Y \cdot \times Y\xi}{V\lambda}$

$$^{\circ}$$
 = \$, $^{\circ}$ المقابل للتكرار التجريبي $^{\circ}$ = $^{\circ}$ + $^{\circ}$.

$$\mathfrak{t}$$
 = $\mathfrak{r}, \mathfrak{t}\mathfrak{q} = \frac{\Lambda \times \mathfrak{r}\mathfrak{t}}{V\Lambda} = \mathfrak{r}$ التكرار التجريبي \mathfrak{r} = \mathfrak{r}

٢ ـ يتم حساب كا بالطريقة العادية على النحو الأتي:

'(i = i)					
된	'(원-원) (4	ڭ _ ڭالىمدل"	원 _ 관	ā	4
٠,٠٧	٧, ٢٥	1,0+	Y +	YA	۳٠i
٠,١٠	4,40	- ه. ۱	Y -	**	ب ۲۰
•,•	٠, ٢٥	., . +	۱ +	11	17->
٠,٠٢	., 40	.,	١-	4	د ۸
1,40	7,70	Y,0-	۳ –	٥	هـ ۲
•, 4•	Y, Yø	1,0+	Y +	ŧ	و٦
*	کا'				

٣ ـ ويتم حساب درجات الحرية في هذا المثال كما يلي:

٤ - يتم البحث عن قيمة كا في الجدول عند درجة الحرية ٢ تحت
 مستوى ٢٠٠١, ١٠٠٠, • فنجد أن القيمة المستخرجة من المثال السابق
 أقل من تلك القيم.

هـ - حساب معامل التوافق من كا":

يمكن حساب معامل التوافق من قيمة كا بالمعادلة الآتية :

 ^(*) وذلك لوجود أحد التكرارات التجربية (ك) يقل مقداره عن خمسة وهو التكرار الأخير وقيمته
 اثنين .

^(**) علد الأعملة اثنين أي ذكور وإناث، وعلد الصفوف ثلاثة أي موافق؛ معارض ومحايد.

(۲) T. Test «اختبار

يستخدم اختبار دت، للمقارنة بين متوسطين تجريبيين. وهدفه التأكد من أن الفرق بين المتوسطين الناتجين من عينتين فرق ثابت أي له دلالة، أم أنه فرق ناتج عن الصدفة وظروف اختيار العينة بمعنى أنه إذا تكرر البحث عدة مرات فإن هذا الفرق لن يظهر مرة ثانية.

ولاختبار «ت» قانونين أحدهما في حالة تساوي عدد أفراد العينة في المجموعتين والثانية في حالة عدم تساوي العدد في المجموعتين .

أ ـ قانون اختبار «ت» في حالة تساوى العدد في المجموعتين.

$$\frac{\dot{\gamma} - \dot{\gamma}}{\dot{\gamma} + \dot{\gamma} \dot{\xi}} = (*) \div$$

م' = المتوسط الحسابي للمجموعة الأولى.

م" = المتوسط الحسابي للمجموعة الثانية.

ع = الانحراف المعياري للمجموعة الثانية.

ن = علمد أفراد العينة في أي (واحد) من المجموعتين.

ب ـ قانون اختبار وت، في حالة اختلاف العدد في المجموعتين

$$= \sqrt{\frac{\frac{1}{6} \cdot \frac{1}{1} \cdot \frac{1}{1}}{\frac{1}{6} \cdot \frac{1}{1} \cdot \frac{1}{1}} \times \frac{\frac{1}{1}}{\frac{1}{1}} \times \frac{\frac{1}{1}}{\frac{1}{1}}}$$

حيث أن:

- م ١ = المتوسط الحسابي للمجموعة الأولى.
- م ٢ = المتوسط الحسابي للمجموعة الثانية.
 - ن ١ = عدد أفراد المجموعة الأولى.
 - ن ٢ = عدد أفراد المجموعة الثانية.
- ع ١ = الانحراف المعياري للمجموعة الأولى.
- ع ٢ = الانحراف المعياري للمجموعة الثانية.

جـ مستوى الدلالة الإحصائية (ألفاً):

يرمنز لمستوى الدلالة الإحصائية Statistical level of يرمنز لمستوى الدلالة الإحصائية تكون في significance بالحرف الإغريقي: α ألفا. وقيم الدلالة الإحصائية تكون في الغالب في معظم البحوث عند المستويات الآتية:

- .,.0
- ٠,٠١
- 1

وفي العادة يختار الباحث مستوى دلالة الفرق الذي يقبله بين المجموعتين في دراسته منذ البداية ليرفض الفرض أو يقبله إذا كانت القيمة المستخرجة أقل من تلك الموجودة عند ذلك المستوى الذي قبله.

أمثلة

١ ـ حساب اختبار وت، في حالة تساوي العدد في المجموعتين

أولاً: من القيم الخام

طبق باحث اختباراً للطلاقة اللفظية على مجموعتين من الـذكور

والإناث عدد كل منهما ستة ، فكانت درجات كل مجموعة على هذا الاختبار كما يلى :

	وعة ب	المجم		المجموعة أ			
ح'.	حَ (س - م)	القيم (س)	ق	ح'	حَ (س ـ م)	القيم (س)	ق
4	٣	٣	١	صفر	صفر	٥	١
47	٦+	17,	۲	۲o	+ ه	١.	۲
۸۱	4+	10	۳	4	٣+	٨	٣
£	۲.	٤	ŧ	١	١- ا	٤	ź
40	ا ۔ ہ	١	٥	4	۳_ :	۲	•
40	0-	` \	٦	١٦	٤-	١	٦
۱۸۰		٣٩		٦.		۳,	

$$\gamma = \frac{\gamma}{\gamma} = \gamma \qquad \qquad \qquad \gamma' = \frac{\gamma}{\gamma} = \gamma \\
\gamma = \frac{\gamma}{\gamma} = \gamma \\
\gamma' = \gamma' = \gamma \\
\gamma' = \gamma' = \gamma \\
\gamma' = \gamma' = \gamma \\
\gamma' = \gamma' = \gamma \\
\gamma' = \gamma' = \gamma \\
\gamma' = \gamma$$

فهل هناك فرق له دلالة إحصائية بين متوسط المجموعتين؟ . وبحساب قيمة «ت» كما يلي:

$$\frac{1}{\frac{\gamma + 1 \cdot \gamma}{\sigma}} = \frac{\frac{\sigma - \gamma}{\gamma (\sigma, \xi \lambda) + \gamma (\gamma, \gamma \gamma)}}{\frac{\gamma - \gamma}{\sigma}} = \varpi$$

$$\frac{1}{\Lambda \cdot \cdot \cdot t} = \frac{\overline{Y \cdot \cdot \cdot Y + q, qq}}{\sigma} = \frac{1}{\frac{t}{\sigma}} = \frac{1}{\Lambda \cdot \cdot \cdot t} = \frac{1}{\Lambda} = \frac{1}{\sigma} \cdot \cdot \cdot \cdot = \frac{1}{\Lambda} = \frac{1}{$$

حساب دلالة قيمة «ت»:

يتم الكشف عن دلالة قيمة اختبار وت» من الجدول الخاص بذلك ويتم الحصول أولاً على درجة الحرية وهي تساوي في مثالنا السابق ٦-١=٥. وبعد ذلك ننظر في الجدول عند درجة الحرية ٥ تحت مستوى ٥٠,٠٠ (٠,٠١ فإذا كانت قيمة اختبار وت» التي في الجدول عند أي من النسب الثلاث أكبر من القيمة المستخرجة في المثال كان الفرق غير دال بين المجموعتين أما إذا كانت قيمة اختبار وت» التي في الجدول عند أي من النسب الثلاث (٥٠,٠١٠ ، ١٠,٠١) أقل من القيمة المستخرجة في المثال كان الفرق دالاً عند النسبة التي تكون قيمتها أقبل من القيمة المستخرجة في المستخرجة من المثال كان الفرق دالاً عند النسبة التي تكون قيمتها أقبل من القيمة المستخرجة من المثال.

جدول دلالة رت،

	1,11	٠,٠٥	د.ح،	.,1	٠,٠١	٠,٠٥	دخ
7,977	Y,AYA	۲,1+1	14	184, 714	٦٣,٦٥٧	17,7.7	١
4, 114	4,431	٧,٠٩٣	14	T.,09A	4,440	1,404	۱ ۲
7,000	Y, 120	۲,۰۸٦	٧٠	77,461	0,811	4,144	٣
4.414	۲,۸۳۰	Y, •A•	71	۸,٦١٠	2,7+1	۲,۷۷٦	٤
4,744	4,414	4,.42	44	٦,٨٥٩	\$, 144	7,071	۰
7,777	7,4.7	Y,+14	77"	0,209	۳,۷۷۰	Y, £ £ Y	٦
4,720	4,747	4,.72	YŁ	0,200	4, 194	7,470	٧
4,740	4,747	۲,۰3۰	70	0,+81	4,400	7,4.7	٨
4,7.7	1,774	7,007	77	٤,٧٨٠	4,400	7,777	4
7,79.	4,771	7, . 07	17	£,0AV	7,174	7,774	1.
4,772	7,777	٧,٠٤٨	YA	1,147	4,1.4	7,711	- 11
7,709	4,707	4,080	44	٤,٣١٨	4,.00	7,144	17
4,717	4,401	۲,۰۳۲	۳۰ ا	1,441	4, +14	4,190	۱۳
4,001	Y,V+1	۲,۰۲	ź٠	\$,1\$.	Y,4VV	7,120	١٤
4, 17	Y, 77 ·	٧,٠٠	٦٠	٤,٠٧٣	4,444	7,141	10
4,477	7,717	1,44.	14.	٤,٠١٥	7,471	4,140	17
۳, ۲۹۱	4,007	1,471	فمسافوق	4,470	Y, 44A	۲,۱۱۰	17

وبالنظر للجدول السابق نجد أن قيمة «ت» المستخرجة في المشال السابق وهي ٣٠,٠٠ أو ٢٠,٠٠ أو ٠,٠٠ أو ٠,٠٠ أمام درجة الحرية ٥.

ثانياً: من الجدول التكراري وتتبع الخطوات الآتية في حساب قيمة ت من الجداول التكرارية حيث يتم حساب م، ع أولاً:

ب							f		
لح	٦.	۲.	4	. ")	ك خ	كاح	ح	1	ن
٥	0 -	1 -	٥	-٣		٥ –	١	0	- £
-	-	صفر	١٠.	ہ - ا	- v	-	صفر	٨	-
٥	0+	۱+	٥	- v	٧	٧+	١+	٧	- 17
١.	صفر		٧٠		۱۲	Y +	٧.	۲.	

$$\gamma = \rho$$

$$\gamma = \gamma$$

$$\gamma =$$

وبعد حساب قيمة م، ع لكل من المجموعتين أ، ب يتم استخراج قيمة

$$\frac{2}{\tau}$$
 ت کما یلي:
$$\frac{7 - 1 - \xi}{\tau}$$

$$\tau = \sqrt{\frac{\xi, \xi}{(1, \xi, 1)^{+}(T, \xi)}}$$

$$\tau = \sqrt{\frac{1 - \xi}{(1, \xi, 1)^{+}(T, \xi)}}$$

$$\frac{\xi,\xi}{1,01}=$$

$$0, \forall A = \overline{=} = \frac{1, \frac{1}{2}}{1, \frac{1}{2}} = \overline{=} = \frac{1, \frac{1}{2}}{1, \frac{1}{2}} = \overline{=} = PV, o$$

الدلالة: بالنظر في جدول قيم ت السابق عند درجة حرية (٢٠ ـ ١) ١٩ وتحت مستوى ٥٠,٠٠١ ، ١٠,٠٠٠ نجد أن قيمة ت المستخرجة في هذا المثال لها دلالة عند ٢٠٠,٠٠ وذلك لأن قيمة ت المستخرجة من المثال السابق أكبر من القيمة الموجودة عند مستوى ٢٠٠،٠٠١.

٢ ـ حساب اختبار (ت) في حالة اختلاف العدد في المجموعتين

أولاً: من القيم الخام

أجريت دراسة على مجموعتين من الذكور والإناث طبق عليهم فيها اختباراً سوسيومترياً (العلاقة الاجتماعية) فكانت درجات كل مجموعة من المجموعتين والتي بلغ عدد الذكور فيها ستة وعدد الإناث خمسة كما يلي:

	ناث	ועָּ)	كور	اللا	
ر .	ح ح	القيم	ق	القيم خ حُ			
١	1 +	10	١	صفر	صفر	٥	١
40	0+	19	۲	Ye	o +	١٠	۲
٤	Y +	17	٣	٩	۳+	٨	٣
17	£ ~	1.	٤	١	1 ~	٤	٤
١٦	1 -	1.	٥	٩	۳ -	۲	٥
				17	٤ -	١	٦
٦٢	صفر	٧٠		*	صفر	۳٠	
7.7	صفر	ν.		٦٠	صفر	۳۰	L

$$7 = \frac{1}{4} = 0$$

$$9 = \frac{1}{4} = 0$$

و بعد حساب م، ع لمجموعة الذكور ولمجموعة الإناث يتم استخراج قيمة (ت):

$$\frac{1}{1} + \frac{1}{0} \times \frac{\frac{1}{1}(7,07) \times 0 + \frac{1}{1}(7,17) \times 1}{1} \times \frac{1}{0} \times \frac{1}{1} \times \frac{1}{0} \times \frac{1}{1} \times \frac{1}{0} \times \frac{1}{1} \times \frac{1}{0} \times \frac{1}{0}$$

$$\xi, \cdot \gamma = \frac{q}{\gamma, \gamma \xi} = \frac{q}{\alpha, \cdot 1 \gamma \alpha} = 0$$

الدلالة: بالنظر في جدول قيم ت السابق عند درجة حرية (٥ + ٦ - ٢) ٩ نجد أن قيمة ت لها دلالة إحصائية عند مستوى ٢٠,٠١ وذلك لأن قيمة ت المستخرجة من المثال السابق أكبر من القيمة الموجودة عند مستوى ٢٠,٠١

ثانياً: من الجدول التكراري

وتتبع الخطوات الآتية في حساب قيمة ت من الجداول التكرارية حيث يتم استخراج م، ع أولاً:

المجموعة ٢				المجموعة ١					
ك حُ ٢	كح	ري.	1	ف	ك خ '	كح	ح	٤	ن
0	٥ –	١-,	0	- ۳	40	- ه	١ -	٥	. – £
صفر	صفر	صفر	10	-0	صفر	صفر	صفر	٨	- A
0	0+	1 + 1	٥٠	- v	£9	٧+	۱ +	٧	- 11
١.	صفر		Yo		٧٤	۲+		۲.	

وبعد حساب م، ع للمجموعة ١، وللمجموعة ٢ يتم استخراج قيمة

$$\frac{1-1\cdot,\xi}{\frac{1}{70}+\frac{1}{7\cdot}\frac{\frac{1}{7}(1,77)}{70+7}}\sqrt{\frac{1}{7}+\frac{1}{7}\frac{1}{7}}$$

$$= \frac{3,3}{1719, \text{ Ye}}, \frac{3,3}{1719, \text{ Ye}}$$

$$= \sqrt{\frac{3,3}{1719, \text{ Ye}}} + \text{ ev}, \text{ pr} \times \text{ pr}, \text{ ev}, \frac{3,3}{1719, \text{ Ye}} \times \text{ pr}, \text{ ev}, \frac{3,3}{1719, \text{ Ye}} \times \text{ ev}, \frac{3,3}{1719$$

$$\frac{3,3}{1,7} = \frac{3,3}{7,00}$$

ت = ۲,۷٥

الدلالة: وبالكشف عن قيمة ت أمام درجة الحرية (... + ... + ... + ... عند مستوى ... ، ... ، ... ، ... ، ... المثال السابق نجد أن لها دلالة عند مستوى ... ، لأن قيمة ت في المثال أكبر من الموجودة في الجدول عند مستوى ...

تمارين ١ ـ احسب هل هناك فرق له دلالة إحصائية بين المجموعتين أ، ب والذي يمثل درجاتهما الجدول التكراري الأتي :

المجموعة ب		المجبوعة أ		
4	ن	গ	ف	
٣	- 1.	٧	- 0	
صفر	- Y•	٨	- 1 •	
١٥	- * •	17	- 10	
10	- £ ·	١٣	- Y•	
14	- • •	1.	- 40	
11	- 4 •	• 4	- 4.	
٠	- v •	• 1	- T o	
٥٠		٣.		

٢ .. عدل توزيع المجموعة أ لأقرب توزيع اعتدالي.

٣ ـ احسب مدى قرب أو بعد (انطباق) توزيع المجموعة ب من التوزيع الاعتدالي.

٤ ـ أجرى باحث دراسة على عينة من الأطفال الذكور والأطفال الإناث طبق عليهم فيها اختبار التوافق الشخصي فكانت درجاتهم على الاختيار:

الأطفال الذكور: ٥-٩-١٢-١٩-٨-٧-٦

الأطفال الإناث: ٩-٥-٣-٣-١٨-٢-١١

احسب هل هناك فرق له دلالته الإحصائية بين المجموعتين.

٣ ـ درجة الحرية

تعني درجة الحرية عدد الدرجات أو عدد التكرارات التي يمكن أن تتغير حول قيمة ثابتة أو مقياس معين للمجتمع الأصلي. فإذا جمعنا مجموعة من الدرجات عدد ٢٠ عشرون درجة وهده الدرجات العشرون لها متوسط معروف ١٠ عشرة مشلاً، ومن المعلوم من خلال حساب الانحسراف عن المتوسط أن مجموع انحراف القيم عنه يساوي صفراً (أنظر الانحراف عن المتوسط في مقاييس التشتت) فإنه يترتب على ذلك أن تكون أية تسعة عشرة درجة من هذه الدرجات العشرين حرة في تغير قيمتها بينما تكون الدرجة العشرين مقيدة بقيمة معينة تضاف للقيم التسعة عشر حتى يصبح المتوسط ١٠ عشرة ولذلك تكون درجات الحرية التي تتشتت حول متوسط ذلك التوزيع مساوية ن ١٠

٤ ـ الدلالة والفرض (واحد الذنب ـ ثنائي الذنب)
 إذا كانت صياغة الفرض تعتمد هلى أن مجموعة من المجموعتين أعلى أو

أقل من الأخرى في الصفة المقاسة فإن تحديد اتجاه الفرق يشير إلى اختبار واحد الطرف أو واحد الذنب One-tailed test ، أما إذا كانت الصياغة قائمة على أساس أن المجموعتين تختلطان دون تحديد لأي اتجاه لهذا الاختلاف كنا بصدد اختبار ثنائي الذنب أو الطرف Two-tailed test وكلمة طرف تشير إلى طرف المنحنى.

والأساسي في تحديد واحد الذنب هو أننا نشير لطرف واحد من أطراف التوزيع (العالمي ـ المنخفض) والمتمثل في القيمة المحتملة التسي تم الحصول عليها كقيمة واحدة الذنب One-tailed P Value .

أما الأساس في تحديد ثنائي الذنب (أو الطرف) هو أننا نشير لطرفي التوزيع كأن يقول الباحث في دراسته ما هي الدرجة المحتمل الحصول عليها وتنحرف عن المتوسط?. أو أن هناك فرقاً دالاً في متوسط درجات الذكور والإناث في القدرة اللفظية. والباحث هنا يكون أمام متوسطين وانحرافين معياريين أي يكون في تعبيره عن الدرجة، المحتملة واضعاً في الحسبان كلا طرفي التوزيع Two-tailed test.

(٣) حساب الدلالة الإحصائية في المنهج القبلي ـ بعدي

يستخدم الخطأ المعياري للفرق بين المتوسطات المرتبطة لحساب الدلالة الإحصائية لدرجات مجموعة واحدة من الأفراد على مقياس للاتجاهات قبل مشاهدتها لفيلم يهدف لتغيير اتجاه هذه المجموعة وبعد مشاهدتها للفيلم. ومعادلة الخطأ المعياري للفرق بين المتوسطات المرتبطة

اي ان :

م ١ = المتوسط قبل مشاهدة الفيلم.

م ٢ = المتوسط بعد مشاهدة الفيلم.

ع م ١ = مربع الخطأ المعياري لمتوسط الدرجات قبل مشاهدة الفيلم.

ع م ٢ = مربع الخطأ المعياري لمتوسط الدرجات بعد مشاهدة الفيلم.

ر = معامل الارتباط بين درجات الأفراد قبل و بعد مشاهدة الفيلم.

ع م ١ = الخطأ المعياري لمتوسط الدرجات قبل المشاهدة .

ع م ٢ = الخطأ المعياري لمتوسط الدرجات بعد المشاهدة .

مثال: أراد باحث أن يعرف مدى تأثير مشاهدة خمسة من الطلبة المجامعيين لفيلم عن العمل في الصحراء في تغيير اتجاهاتهم نحو العمل في تلك الجهة. فقام الباحث أولاً بقياس اتجاهاتهم نحو العمل في تلك المناطق النائية ثم عرض عليهم فيلماً عن التعمير السذي حدث في هذه المناطق وتبع ذلك قياس اتجاهاتهم مرة ثانية نحو العمل في تلك الأماكن. وفيما يلي درجاتهم على مقياس الاتجاه قبل وبعد مشاهدة الفيلم:

الأشخاص: (١) (٣) (٣) (٤) (٥)

الدرجات قبل: ۲ ٤ ٥ ١ ٣

الدرجات بعد: ٣ ه ٢ ٦ ٤

حل المثال:

$$\frac{T}{\sqrt{8}} = \sqrt{8}$$
 $\frac{T}{\sqrt{8}} = \sqrt{8}$
 $\frac{T}{\sqrt{8}} = \sqrt{8}$

1, $T = \frac{1}{8}$
 $\frac{1}{8} = \sqrt{8}$

1 | Local Parameters | Loca

ه _ معامل الارتباط بين الدرجات قبل و بعد المشاهدة .

ن.'	ٺ	رتبة بعد	رتبة قبل	بعد	قبل	ق
صفر	صفر	٤	ŧ	٣	۲	١
صفر	صفر	۲	۲	•	ŧ	٧
صفر	صفر	١	١ ،	۳.	٥	۳
صفر	صفر	٥		۲	١	ŧ
صفر	صفر	۳	٣	į	٣	•
عـف ا ⇒ صفر						

$$1 = \frac{r \times oat}{o(r - 1)} = 1$$

$$\frac{3-4}{1.04 \times 1.07} = \frac{3-4}{1.04 \times 1.07}$$
 القيمة = $\sqrt{(3.04)^{1} + (0.04)^{1} - 1 \times 1 \times 3.07}$

Y, YV =

ويصبح الفرق بين اتجاهات الطلاب دالاً عند مستوى ٠٠, إذا بلغت النتيجة ٢,٥٨ إذا بلغت النتيجة ٢,٥٨ فوق.

وفي المثال السابق يعتبر الفرق بين اتجاهات الطلاب قبل مشاهدة الفيلم وبعد مشاهدة الفيلم دالاً إحصائياً أي أن مشاهدة الفيلم عملت على تغيير اتجاهات الطلاب إلى النواحي الإيجابية الخاصة بقبول فكرة العمل في الصحراء.

(٤)دلالة الفرق بين معاملات الارتباط

أولاً: في حالة المجموعات المستقلة:

إذا أراد الباحث مقارنة مصفوفة معاملات الارتباط لمجموعة من المتغيرات كالقدرة اللفظية والقدرة العددية والمترادفات لدى عينة من الذكور بمصفوفة معاملات الارتباط لنفس المتغيرات لدى عينة من الإناث فإنه يلجأ في ذلك لمعادلة دلالة الفرق بين معاملات الارتباط الآتية:

معادلة دلالة الفرق بين معاملات الارتباط=
$$\frac{i-i-i-\gamma}{i-\gamma-\gamma-\gamma}$$

حيث أن:

ز ١ = المقابل اللوغاريتمي لمعامل الارتباط في المجموعة الأولى (١)

ز ٢ = المقابل اللوغاريتمي لمعامل الارتباط في المجموعة الثانية (٢)

ن ١ = العدد في المجموعة الأولى.

ن ٢ = العدد في المجموعة الثانية .

الخطوات:

١ ـ يتم حساب معامل الارتباط بين درجات الاختبارين (س، ص) في المجموعة الأولى، وكذلك في المجموعة الثانية.

٢ ـ إستخرج المقابل اللوغاريتمي لمعامل ارتباط المجموعة الأولى ولمعامل ارتباط المجموعة الثانية (أنظر الارتباط المتعدد حيث يوجد الجدول الخاص بالمقابل اللوغاريتمي).

٣- إحسب الفرق بين المقابلين اللوغار يتميين (بسط المعادلة).

٤ ـ إحسب الخطأ المعياري للعينتين (مقام المعادلة) كالآتي:

$$\frac{1}{m-1} + \frac{1}{m-1}$$
 الخطأ المعياري = $\sqrt{\frac{1}{m-1}}$

اقسم الفرق بين المقابلين اللوغار يتميين (في الخطوة رقم ٣) على الخطأ المعياري لتحصل على القيمة النهائية .

٦ _ إذا كانت القيمة الناتجة:

أ ـ تقع بين ١,٩٦ ~ ٢,٥٨ كان الفرق دالاً عند ٥٠,٠٠

ب ـ تقع بين ٨٠,٠٨ فما فوق كأن الفرق دالاً عند ٢,٠٨.

حــأقل من ١,٩٦ كان الفرق غير دال أي يتم قبول الفرق الصفري.

مثال:

أجرى باحث دراسة على مجموعة من أطفال الريف ومجموعة من أطفال المدينة طبق فيها على كل مجموعة اختبارين أحدهما يقيس السرعة المحركية والثاني يقيس السرعة الإدراكية وقام بحساب معامل الارتباط بين الاختبارين في كل مجموعة على حدة ، علماً بأن العدد في المجموعة الأولى ٥٣ وفي المجموعة الثانية ٧٠. والمطلوب حساب دلالة الفرق بين معاملي الارتباط في المجموعتين إذا كان الارتباط في مجموعة الريف ٧٠,٠٠ وفي مجموعة الحضر ٥٠.٠٠.

خطوات الحل:

١ ـ المقابل اللوغاريتيم (*) لمعامل الارتباط ٢٠,٠ الخاص بأطفال
 ١١ يف من الجداول الخاصة بذلك هو ٨٨,٠ (**).

٢ ـ والمقابل اللوغاريتيم (*) لمعامل الارتباط ٥,٥٠ الخاص بأطفال
 الحضر من الجداول الخاصة بذلك هو ٥٥,٠(**).

(*) يمكن حساب المقابل اللوغاريتمي لمعامل الارتباط كالآتي: المقابل اللوغاريتيم (Log) لمعامل الارتباط ورمزه (ز ۱) = لمهلو $\frac{1+c_1}{1-c_1}$ ز $1=\frac{1}{4}$. لو $\frac{1+\sqrt{c_1}}{1-\sqrt{c_1}}=\frac{1}{4}$. لو $\frac{1+\sqrt{c_1}}{1-\sqrt{c_1}}=\frac{1}{4}$. (ولوء هنا توجد في الآلات المحاسبة تحت رمز Ln) $\frac{1}{4}$.

ز ۲ = المولو (+ 0 ، • = 0 ، 1 = الم أو ۴ ، •

(ولوه هنا توجد في الآلات الحاسبة تحت رمز Ln أيضاً)

•, 7 · = 1, Y · ×

(**) نتيجة للتقريب تلاحظ فروق بسيطة بين المقابل اللوغاريتيم من الجدول وبين المقابل المستخرج من المعادلة باستخدام الآلة الحاسبة بالنسبة لد: ولوه والتي تقابلها Ln من الالات الحاسبة الرياضية .

٣- الفرق بين المقابلين اللوغاريتميين = ٠٠,٥٠ - ٥٥,٠ = ٣٢,٠

$$\frac{1}{T-V} + \frac{1}{T-V} = \frac{1}{T-V} + \frac{1}{T-V}$$

وبما أن هذه القيمة أقل من القيمة الواقفة عند مستوى ٥٠,٠٥ وعند مستوى ١٠,٠٠ وعند مستوى ١٠,٠٠ وأذا الفرق غير دال إحصائياً بين معاملي الارتباط وفي مجموعتي الريف والحضر من الأطفال.

ثانياً: لدى المجموعة الواحدة.

في أولاً قارنا بين اثنين من معامسلات الارتباط في مصفوفتين لمجموعتين من أطفال الريف وأطفال الحضر. وأحياناً يريد الباحث معرفة دلالة معاملات الارتباط بين اثنين من هذه المعاملات في مصفوفة ارتباط المجموعة الواحدة أي مجموعة الريف أو الحضر. ولنفترض أن مصفوفة مجموعة الريف كان من بينها ثلاثة اختبارات هي:

- ١ القدرة العددية.
- ٢ ـ القدرة اللفظية.
- ٣- القدرة الحركية.

وأراد الباحث أن يعرف دلالة الفرق بين معامل الارتباط الناتج بين القدرة العددية (١) وبين القدرة اللفظية (٢) والذي بلغت قيمته ٧٠,٠٠ وبين معامل الارتباط الناتج بين القدرة العددية (١) وبين القدرة الحركية (٣) والذي بلغت قيمته ٣٠,٠٠ فإنه سيكون في هذه الحالة في حاجة لحساب معامل الارتباط بين القدرة النفظية (٢)، وبين القدرة الحركية (٣) والذي يبلغ ٢٤,٠ فما دلالة الفرق بين الارتباطيين الآتيين كما أشرنا علماً بأن عدد العينة ٧٠:

٠,٧ معامل الارتباط بين القدرة العددية والقدرة اللفظية (ر ٢٠١).

۳۰، معامل الارتباط بين القدرة العددية والقدرة الحركية (ر ۳۰۱).
 ۲۶، معامل الارتباط بين القدرة اللفظية والقدرة الحركية (ر ۳۰۲).

١ ـ يطبق القانون الأتي:

$$\frac{|UV|U}{(4.7)} = \frac{(-1.77 - (-1.77)^{(6-7)})(1 + (-7.77)}{(1 - (-7.77 - (-7.77 - (-7.77) + (-7.77))}$$

$$\frac{(\cdot, \xi Y + 1)(Y - V \cdot)^{T}(\cdot, Y - \cdot, V \cdot)}{(\cdot, Y)(\cdot, V \cdot)(\cdot, \xi Y) + T(\cdot, Y) - T(\cdot, V \cdot) - T(\cdot, \xi Y) - T)Y} =$$

$$\frac{(1,\xi Y)(\forall Y)'(\cdot,\xi)}{(\cdot,\cdot A)Y'(\cdot,\cdot A)-(\cdot,\xi A)-(\cdot,\xi A)-(\cdot,\xi A)}=$$

 $\frac{10,77}{1,70} =$

٦٠,٨٨ =

وبالبحث في جدول دلالة نسبة ف عند درجة حرية النباين الصغير ٦٧ نجد أن الأقرب لها درجة الحرية ٦٥، وعند درجة حرية التباين الكبير ١ نجد:

 * القيمة عند ه ٠ , ٠ و * القيمة عند ٥ , ٠ و * القيمة عند ٥ , ٠ و

وبما أن القيمة الناتجة في المثال السابق أكبر من القيمتين السابقتين إذاً هناك فرق له دلالة إحصائية عند مستوى ٠٠,٠ بين معامل الارتباط ٢٠١٠، ومعامل الارتباط ٣٠١.

(٥) دلالة الفرق بين الانحرافات المعيارية

في كثير من الدراسات النفسية والتربوية يكون للفروق في التغير بين المجموعات أهمية كبيرة. فالباحث في هذه الدراسات يهمه معرفة أي المجموعات تختلف اختلافاً دالاً في الانحراف المعياري أكثر من اختلافها في متوسط الإنجاز والتحصيل. والمشال على ذلك الباحث التربوي أو النفسي الذي يريد أن يختبر جدوى طريقة جديدة في تعليم الرياضيات بمدى التغير الذي تحدثه في الدرجات عن الطريقة الحالية المأخوذ بها. وعندما يتم

دراسة مجموعات مختلفة أو مستقلة أو عندما تعطي الاختبارات لنفس المجموعات غير المرتبطة فإن دلالة الفرق تحسب بالمعادلة الآتية:

أولاً _ في حالة العينات الكبيرة العدد:

معادلة دلالة الفرق بين الانحرافات المعيارية =

الفرق بين الانحراف المعياري (١) ، (٢)

√مربع الخطأ المعياري للانحراف (١) × مربع الخطأ المعياري للانحراف (٢)

وفيما يلي المثال التوضيحي لتطبيق تلك المعادلة .

مثال: طبق اختبار يقيس الاستدلال الحسابي على ٨٣ ولداً، ٩٥ بنتاً وكان الانحسراف المعياري لدرجات الأولاد ٧,٨١، وللبنات ١١,٥٦ والمطلوب حساب دلالة الفرق بين هذين الانحرافين أي هل الفرق بين الانحرافين أي هل الفرق بين الانحرافين أي هل الفرق بين الانحرافين (٢٥,٥٦ - ٧,٨١) وهو ٣,٧٥ دال عند ٢٠,٠١

الخطوات :

١ ـ الخطا المعياري للانحراف المعياري للمجموعة الأولى
 (الذكور):

$$^{(*)}$$
 الخطأ المعياري $^{(*)} = \sqrt{\frac{V,\Lambda_1}{V \times M^2}} = \frac{V,\Lambda_1}{177} = 17, \Lambda$

۲ ـ الخطأ المعياري للانحراف المعياري للمجموعة الثانية (الإناث) الخطأ المعياري = $\frac{11,07}{17, \sqrt{10}} = \frac{11,07}{17, \sqrt{10}} = \frac{11,07}{17,0}$ الخطأ المعياري = $\sqrt{\frac{7}{100}} = \frac{11,07}{100} = \frac{11,07}{100}$

⁽ه) يمكن حساب الخطأ المعياري بطريقة أخرى هي:

الخطأ المعياري = \(\frac{1}{2} \text{v.y1} \text{v.y1} \)

عدد أفراد العينة

$$\frac{\gamma, \gamma_0}{\gamma, \gamma, \gamma, \gamma, \gamma_0} = \frac{\gamma, \gamma_0}{\gamma(\gamma, \gamma_0)} = \frac{\gamma, \gamma_0}{\gamma(\gamma, \gamma_0)} = \frac{\gamma, \gamma_0}{\gamma(\gamma, \gamma_0)} = \frac{\gamma, \gamma_0}{\gamma, \gamma_0} = \frac{\gamma, \gamma_0}{\gamma, \gamma_0} = \frac{\gamma, \gamma_0}{\gamma, \gamma_0} = \frac{\gamma, \gamma_0}{\gamma, \gamma_0}$$

القيمة الناتحة = γ, γ_0

ولما كانت القيمة الناتجة أعلى من ٢,٥٨ وهو مستوى الدلالة عند ٢,٠٠ فإن ذلك يشير إلى أن مستوى أداء البنات على الاستدلال الرياضي أكثر تغايراً بوجه عام من الأولاد. أما مستوى الدلالة ٥٠, فيكون عند ١,٩٦ . والمعادلة السابقة تصلح في المجموعات الكبيرة الأعلى من ٣٠ فرداً.

ثانياً . في حالة العينات الصغيرة العدد:

تحسب دلالة الفرق في حالة المجموعات الصغيرة بواسطة اختبار «ف» F test . وذلك بقسمة التباين (الانحراف المعياري) الأكبر على التباين الأصغر ويوضح ذلك المثال التالى:

مثال:

عدد المجموعة الأولى (١) = ٦ عدد المجموعة الثانية (٢) = ١٠ التباين في المجموعة (١) = ٢٢. التباين في المجموعة (٢) = ٢٢.

 $1, VA = \frac{\Psi^q, 1}{YY} = شفه اختیار هفه$

وبالنظر في جدول دلالة وف، عند درجات الحرية الآتية :

^{(**} أو النسبة الحرجة CR .

 ١ ــ درجة الحرية للمجموعة الثانية = ١٠ - ١ = ٩ (تباين كبير)
 ٢ ــ درجة الحرية للمجموعة الأولى = ١ - ١ = ٥ (تباين صغير).
 ومعنى ذلك أنه لا يوجد ما يشير إلى أن المجموعتين مختلفتين اختلافأ جوهرياً.



الجسُّزةُ الشَّالِث الاجصَّاء النَّقَّرِّم



مقدمة

يهتم هذا الجزء الأخير من الإحصاء بالمعاملات التي تفيد الباحث في حل كثير من المشاكل التي قد يقع فيها ويواجهها سواءاً وهو ما زال على الطريق يجمع بيانات بحثه أو يكون قد انتهى من جمعها ثم فطن لوقوعه في ثغرة من الثغرات. وهنا تساعده الإحصاء وتأخذ بيده فتعينه على حل مشكلته. كما أن هذا الجزء أيضاً يهتم بما يقدمه للباحث بتحقيق هدفه من خلال إعطائه الأسلوب العلمي الدقيق ونعني به التحليل العاملي ليستقرىء به من الجزئيات الكليات التي تشيع بينها. ويقدم لنا الإحصاء المتقدم أسلوب الدلالة الإحصاء المتقدم أسلوب اللابارامترية، ثم دلالة النسب المئوية، وتحليل التباين البسيط والمزدوج.

أولاً: معاملات الارتباط الخاصة بمشاكل البحوث

(1)

العلاقة المستقيمة والمنحنية

مقدمة: قبل أن يستخدم الباحث معامل الارتباط عن طريق جدول الانتشار (بيرسون الشكل الثالث من جدول الانتشار المرزدوج) لا بد أن يتأكد من أن المتغير س، ص والذي يقوم بإيجاد العلاقة بينها ـ عادة ـ اعتداليان في توزيعهما. فإذا لم يكن التوزيع اعتدالياً في المتغيرين استخدم الباحث في هذه الحالة نسبة الارتباط⁽⁴⁾.

أساليب الكشف عن العلاقة: مستقيمة أم منحنية

ويمكن للباحث أن يتأكد من أن التوزيع اعتدالي والعلاقة مستقيمة بين المتغيرين عن طريق الأساليب الآتية :

أ .. الرسم البياني.

ب ـ المتوسطات الحسابية للمتغيرين س، ص.

جــاختبار مدي دلالة التوزيعين س، ص.

مثال: فيما يلي جدول انتشار مزدوج لدرجات ١٧ شخصاً على اختبارين س، ص، والمطلوب معرفة هل التوزيع اعتدالي أم لا؟

^(*) د. سيد محمد خيري _ الإحصاء في البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية _ دار التأليف _ ١٩٧٠.

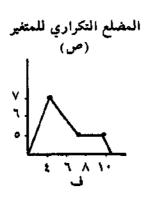
4	- ^	-7	- £	ص س
٥	۲	١	۲	- 0
۹	۲	٤	٣	-1.
٣	١	صفر	۲	- 10
۱۷	0	•	٧	4

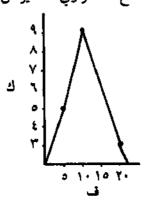
(جدول انتشار مزدوج يبين العلاقة بين س، ص)

أـ بالرسم البياني

ويمثل المضلعان التكراريان الآتيان توزيع المتغير س وتوزيع المتغير ص.

المضلع التكراري للمتغير س





ويلاحظ في المضلعين السابقين أنهما يبتعدان عن التوزيع الاعتدالي الذي يقترب من شكل الجرس فالمضلع التكراري للمتغير (س) ذا قيمة مدببة، والثاني ذا قيمتين تقريباً كما أنه يميل للالتواء. ويجب أن لا يكتفي الباحث للتأكد من أن التوزيع اعتدالي بطريقة واحدة بل عليه أن يستخدم أكثر من طريقة وأكثر من أسلوب.

ب ـ المتوسطات الحسابية للمتغيرين س، ص

ولمعرفة هل العلاقة مستقيمة أم منحنية نقوم بحساب المتوسط الحسابي للأعمدة في جدول الانتشار المزدوج والمتوسط الحسابي للصفوف في نفس الجدول على النحو التالى:

١ _ المتوسط الحسابي للأعمدة

ويتم حساب المتوسط الحسابي لأعمدة من خلال الجدول التكراري للمتغير س جدول الانتشار المزدوج وذلك على النحو الآتي:

م: العمود الثاني			ل	ممود الأو	م: ال		
كح	ۓ	ন	ٺ	كح	ځ	<u>*</u>]	ن
١-	, 1 =	1	- 0	4 -	١ -	*	- 0
صفر	صفر	٤	- 1.	-	صفر		- 1 •
صفر	1 +	صفر	- 10	<u>Y +</u>	1 +	<u> Y</u>	- 10
						٧	
11,0	= • × <u>\</u>	- 1Y,	م = ٥	17,0 = 0	۱ – <u>صف</u> ر×	17,0=	۲

م: العمود الثالث

٢ ـ المتوسط الحسابي للصفوف

ويتم حساب المتوسط الحسابي للصفوف من خلال الجدول التكراري للمتغير ص في جدول الانتشار المزدوج على النحو الآتي:

اللصف الأول (١)

كخ	ح	4	ن
¥ -	1 -	*	- £
صفر	صغر	١	– ٦
+	1+	Y	- A
Y+		0	
<u> </u>			
صفر			

م: للصف الثاني (٢)

$$7, \forall A = , \forall Y - V = Y \times \frac{1}{9} - V = Y$$

$$\gamma, \gamma \gamma = \gamma \times \frac{1}{\gamma} - \gamma = \gamma \gamma, \gamma$$

وبعد حساب المتوسطات الحسابية لكل من الأعمدة والصفوف على النحو السابق يتم وضع هذه المتوسطات في مواقعها بجدول الانتشار المزدوج على النحو الآتي:

(جدول الانتشار المزدوج وبه متوسطات الصفوف والأعمدة)

بج	-^	-٦	- 1	ي ص
		٧		_0
	11,0	٦,٧٨،١١,٥	17,0	-1.
		۳,۳۳		- \0
		į		÷

وبتمثيل المتوسطات السابقة بعلامات يمكن توصيلها ببعضها ببعض كل على حدة (الأعمدة ـ الصفوف) في جدول الانتشار يصير شكل الجدول السابق كما يلى:

(جدول الانتشار المزدوج وبه مستقيم متوسطات الصفوف . . . ومستقيم متوسطات الأعمدة ـ . . .)

4-	-۸	-7	- £	ي کو
		-		-0
	•		_	-1.
				_ 10
				4

ويلاحظ على الجدول السابق أن العلاقة بين المتوسطات مستقيمة وليست منحنية.

جـ . اختبار مدى دلالة التوزيمين س، ص

ويتم ذلك من خلال خطوتين، الأولى تحويل التوزيع إلى أقرب توزيع اعتدالي، والخطوة الثانية اختبار دلالة التوزيع باستخدام كا وذلك بالنسبة لكل من المتغيرين.

١ ـ بالنسبة للمتغير (س)
 أولاً: تحويل توزيع المتغير (س) إلى أقرب توزيع

ij	ص	س - م	س - م	س	لح ً '	ر ً	ري	শ	7
1,40	,17	1,44	٤,٥-	٧,٥	٥	o -	١-	٥	- 0
4,٧0	٠,٣٩	,10	٠,٥+	17,0	-	-	صفر	٩	- 1+
4,40	,۱۱	1,77	0,0+	۵۷٫۵	۳	۲+	۱+	۳	- 10
17,70					٨	۲ -		1٧	

م = $0.71 - \frac{7}{10} \times 0 = 0.71 - 10,00 = 0.00 + 10,00 = 0.000 + 1000 = 0.000 + 1000 = 0.000$

$$\frac{1}{2}$$
 $\frac{1}{2}$ $\frac{1}$

= ۵ × ۸۸ , = ۴, ۴ بالتقریب

$$\text{Yo} = \Lambda \frac{0}{V \cdot E} = \frac{1V \times 0}{V \cdot E} = \frac{1}{V \cdot E}$$
 المقدار الثابت

اختبار دلالة التوزيع باستخدام كال

وكما يتضع من قيمة كا نجد أنه ليس لها دلالة إحصائية وذلك من خلال الكشف عن دلالتها في جدول قيم كا . ومعنى هذا أنه لا يوجد فرق بين التوزيع التجريبي والتوزيع الاعتدالي أي أن هذين التوزيعين ينطبقان على بعضهما. ونتيجة لذلك يمكن استخدام معامل الارتباط عن طريق جدول الانتشار وذلك إذا كان توزيع المتغير ص ينطبق أيضاً على التوزيع الاعتدالي.

ب ـ بالنسبة للمتغير (ص) أولاً: تحويل التوزيع إلى أقرب توزيع اعتدالي

ట	ص	ئ - ما	س م	س	ڭ حُ'	لاحً	٦.	7	נ
2,7	٠, ۲۳	1, 17 -	١,٨-	•	*	٧ -	1 -	٧	- £
۸۰۰	٠, ٤٠	•,17+	٠,٠ ٢ + ;	٧	-	مفر	صفر	٥	-٦
4.1	1,17	+ ۲۰۳۰	Y, Y +	4	٥	0 +	۱+	۰	- ^
17,					17	۲ -		۱۷	

$$7, \sqrt{7} = \times \frac{7}{10} - \sqrt{7} = 7$$

$$1,7\lambda = 7,4 \times 7 = 7,1 = 7,4 \times 7 = 7$$

$$Y = \frac{1 \times Y}{1, V} = \frac{1}{1, V}$$
 المقدار الثابت

ثانياً: اختبار دلالة التوزيع باستخدام كا

1실 _ 의					
3	13_3	1-1	ઇ	<u> </u>	ف
1,70	٥,٧٦	۲,٤+	٤,٦	٧	- £
1,14	4,	٣,٠-	۸,٠	٥	- 7
٠,٧٥	۲,0٦	۱,٦+	٣,٤	٥	- X
کا : ۱۳= کا			77	17	

ويتضح لنا من قيمة كا السابقة أنه ليس لها دلالة إحصائية ومعنى ذلك أن التوزيع التجريبي ينطبق على التوزيع الاعتدالي أي يمكن استخدام معامل ارتباط بيرسون عن طريق جدول الانتشار لحساب العلاقة بين المتغير (س) والمتغير (ص) في جدول الانتشار المزدوج السابق.

أما إذا لم تكن العلاقة مستقيمة وكانت منحنية، ولم ينطبق التوزيع التجريبي على التوزيع الاعتدالي فإن على الباحث في هذه الحالة استخدام نسبة الارتباط.

(Y)

نسبة الارتباط Correlation Ratio

وجدنا في الجزء السابق أنه عندما لا يكون التوزيع اعتدالياً في المتغيرين، وعندما لا تكون العلاقة بينها مستقيمة لا يستخدم الباحث معامل ارتباط بيرسون Pearson عن طريق جدول الانتشار المزدوج أو غييره للمكشف عن العلاقة بين المتغيرين بل يستخدم في هذه الحالة نسبة الارتباط. ويستطيع الباحث أن يستخرج من جدول الانتشار المزدوج نسبتي ارتباط حسب تحديده لأي

المتغيرين س أو ص هو المتغير المستقل أو المتغير المعتمد. فإذا كان س هو المتغير المستقل ، ص المغير التابع يستخرج الباحث نسبة ارتباط س على ص أما إذا كان ص هو المتغير المستقل ، س هو المتغير التابع يستخرج الباحث نسبة ارتباط ص على س .

١ ـ نسبة ارتباط س. ص

ويتم حساب نسبة الارتباط بطرح متوسط صفوف المتغير ص (والسابق الحصول عليها عند حساب هل العلاقة مستقيمة أم منحنية؟) من المتوسط العام لهذا المتغير ثم تربيع هذا الانحراف وضربه في تكرارات س. وذلك على النحو الآتى:

مثال:

[4 س × مربع الانحراقات]	[مريع الحرافع: ص. هــن المتوسط العاملـ ص]	[ح م : ص . ص عن م العام لـ ص]	[م:صفوف ص]	ك س	ن
, Y•	• , • \$	•, •• +	٧	٥	_ 0
, (4	* . * 1	- ۳۰,۰	1,00	4	-1.
•,77	474	EV -	٦,٣٣	٣	- 10
.,10				17	

$$7, \Lambda = Y \times \frac{Y}{V} - V = 1, \Lambda$$
 المتوسط العام للمتغير ص

الانحراف المعياري له: مجدل س × مربع انحراف صفوف ص عن متوسطها العام:

نسبة ارتباط س. ص = $\frac{3 + 6 + 6 + 6}{3 + 6}$ نسبة ارتباط س.

نسبة ارتباط س. ص = $\frac{1.7}{1.7}$ = ۱،۰

ويمكن إيجاز الخطوات السابقة فيما يلي:

١ ـ نضع فشات المتغير س (عند حسابنا نسبة ارتباط س. ص)
 وتكراراته ونضع في مقابل تلك التكرارات متوسط صفوف المتغير ص.

٢ - يتم حساب المتوسط العام للمتغير ص.

٣- يتم طرح المتوسط العام للمتغير ص من كل متوسط من متوسطات صفوف ص ويوضع الناتج في عمود انحراف متوسط صفوف ص عن المتوسط العام للمتغير ص .

٤ - يتم تربيع كل انحراف تم الحصول عليه في الخطبوة السابقة ويوضع الناتج في عمود مربع انحراف صفوف ص عن متوسطها العام.

تتم ضرب الناتج في الخطوة السابقة في تكرارات المتغير س المقابلة لها ليتم الحصول على مجموع ك س × مربع الحرافات صفوف ص عن متوسطها العام.

٦ ـ يستخرج الانحراف المعياري لمجموع ك س × مربع انحرافات

صفوف ص عن متوسطها العام بتطبيق المعادلة التالية:

٧ ـ يتم حساب نسبة الارتباط كما يلى:

 $= \frac{|V|}{|V|} \frac$

وتتبع نفس الخطوات السابقة عند حساب نسبة ارتباط ص. س كما في المثال السابق:

مثال لحساب نسبة ارتباط ص. س.

	(مربع الحرافم:أهملة مرهن متوسطهــــاالعام)	[الحرافمأهمدة س عن متوسطها العام]	[م:أعمدةس]	[ك ص]	Ŀ
7,07	•,٣٦	٠,٦+	17,0	Y	- t
٠,٨٠	* , 17	1.1.	11,0	٠	٠,٦
		*.£ =	11,0	٥	- 1
4,14				17	

$$., 120 = \frac{...}{7.2} = ...$$

اتجاء العلاقة في نسبة الارتباط:

يرى المؤلف أنه يمكن تحديد اتجاه العلاقة في نسبة الارتباط من خلال:

أ ـ شكل التوزيع في جدول الانتشار (الجدول المزدوج) أو.

ب ـ حساب معامل الارتباط بين كل متغيرين حتى يمكن معرفة الارتباطات السالبة ووضع هذه الإشارات السالبة والموجبة أمام نسب الارتباط الخاصة بكل من المتغيرين.

(٣) معامل الارتباط الجزئي Partial Correlation

مقدمة:

لا يستطيع الباحث في كثير من البحوث التي يجريها ضبط كل متغيرات بحثه أما عن صعوبة وعوائق ميدانية أو نسيان إجراء عملية الضبط والتثبيت للمتغيرات أثناء الخطوات الأولى من البحث.

ويحتاج الباحث في هذه الحالة لمعامل إحصائي يفيده في عزل تأثير هذا المتغير أو المتغيرات التي لم يثبتها على الظاهرة المدروسة من حيث علاقاته بمتغيرات أخرى.

مثال :

أراد باحث أن يدرس العلاقة بين التحصيل الدراسي والغياب لدى مجموعة من الطلبة. ومن المعروف أنه إلى جانب الغياب فإن طريقة التدريس للطالب تؤثر في تحصيله الدراسي أيضاً. فإذا استطاع الباحث أن

يضبط هذا المتغير (المتغير الخاص بطريقة التدريس) أثناء إجرائه للتجربة ويختار التلاميذ من بين الذين يتعلمون بطريقة تدريس واحدة فإنه يكون بذلك قد عزل تأثير هذا المتغير، أما إذا لم يستطيع اختيارهم من الذين يخضعون لطريقة تدريس واحدة وكان التلاميذ يتعرضون لطرق تدريس مختلفة فإنه بذلك يكون في حاجة لمعامل الارتباط الجزئي لكي يعزل تأثير متغير طريقة التدريس في العلاقة بين التحصيل الدراسي والغياب ويتضع ذلك في المثال الآتى:

مثال:

(٣)	(Y)	(1)	
طريقسة	التحصيل	الغياب	(ن)
التدريس			
14	10	٧٠	١
٧.	14	11.	Y
00	11	**	۲
۸۰	۱۳	90	٤
٠٦	٠٨	1.0	٥

وفي المثال السابق وتمهيداً للحصول على معامل الارتباط الجزئي لعزل تأثير طريقة التدريس على العلاقة بين الغياب والتحصيل الدراسي يتم الحصول على معاملات الارتباط الآتية بين المتغيرات الثلاث السابقة:

أولاً: معامل الارتباط^(*) بين الغياب والتحصيل الدراسي ونرمـز له بالرمز: ر ٢٠١ أي معامل الارتباط بين المتغير ١ والمتغير ٢.

^(*) على الباحث أن يستخدم معامل الارتباط المناسب لمدد العينة ولطبيعة توزيع متغيراته.

ثانياً: معامل الارتباط بين الغياب وطريقة التدريس ونرمز له بالرمز: ر٣٠١، أي معامل الارتباط بين المتغير ١ والمتغير ٣.

ثالثاً: معامل الارتباطبين التحصيل الدراسي طريقة التدريس ونرمز له بالرمز: ر٣٠٢، أي معامل الارتباطبين المتغير ٢ والمتغير ٣.

أولاً: • ر ٣٠١

ٺ٠	ٺ	رتبة ص	رتبة س	ص	س	ن
	17, **	£,·+	1	٥	10	1
, 40	.,	٧,٥	*	۱۳	11.	4
٠٩,٠٠	۳,۰۰-	ŧ	1	11	14.	٣
Y, Y0	1,00+	۲,٥	٤	14	40	ŧ
	Y, · · - •, • +	•	٣	٨	1.0	٠
	- ه,ه صفر					

ثانياً: س ٣٠١

$$, Y = , \Lambda - 1 = Y \cdot 1, = \frac{97}{17 \cdot} - 1 = \frac{17 \times 7}{72 \times 0} - 1 = Y \cdot 1)$$

ئالتاً: ر ۲۰۳

		. 13.	ص	ښ	i
	رتبة ص ،	رتبة س ۱	١٣	10	1
4, 4,	.	۲,۵	۲.	١٣	4
., 40 .,0	۲	. , , c	00	11	٣
£, Y, +	۲ ,	Y,0	۸۰	14	٤
+ ۲,۲۰ ۱،۵۰ صفر صفو	٥	•	٦	٨	•
10,00				••	

$$, YY = , VA - 1 = \frac{4T}{1Y} - 1 = T \cdot Y$$

وبعد ذلك يتم تطبيق قانون معامل الارتباط الجزئي الآتي :

$$\frac{r \cdot r \cdot x \times r \cdot 1 - r \cdot 1}{r \cdot r \cdot 1 \times r \cdot r \cdot 1 - 1} = r \cdot r \cdot 1$$

حيث أن:

ر ٣٢٠١ = معامل الارتباط الجزئي.

ر ٢٠١ = معامل الارتباط بين الغياب والتحصيل.

ر ٣٠١ = معامل الارتباط بين الغياب وطريقة التدريس.

ر ٣٠٢ = معامل الارتباط بين التحصيل وطريقة التدريس.

وبالتعويض عن المعادلة السابقة في المثال السابق فإن:

$$\frac{\cdot, \forall \cdot \times, \forall \lambda -, \alpha \lambda -}{\forall (\cdot, \forall \cdot) - 1 \times \forall (\cdot, \forall \lambda) - 1} = \forall \forall \cdot 1$$

$$C \quad V = \frac{V + V}{V + V} = \frac{V + V}{V + V} = \frac{V + V}{V + V}$$

فإن العلاقة بين الغياب والتحصيل الدراسي مع تثبيت أثـر طريقـة التدريس على هذه العلاقة في هذا المثال الندريبي ـ ٠٠,٦٥

العلاقة بين الارتباط الجزئي ومعادلة الفروق الرباعية في التحليل العاملي

ذهب سبيرمان .Spearman C. إلى أن معامل الارتباط بين أي عدد من الاختبارات التي تقيس أي ناحية من نواحي النشاط والتفكير العقلي ترجع إلى وجود عامل عام مشترك فإذا تم عزل أشر هذا العامل العام من هذه الاختبارات فإنه لا يوجد ذلك الارتباط بين هذه الاختبارات وتصير قيمته صفراً. وهذا ما تقوم عليه معادلة الفروق الرباعية والتي تشير إلى أنه إذا كانت الارتباطات التي تجمع بين تلك الاختبارات ترجع إلى عامل عام مشترك فإن الفروق الرباعية تصبح مساوية للصفر. وتسمى معادلة الفروق الرباعية بهذا الاسم لأنه لو أخذنا أي أربعة اختبارات من معاملات الارتباط العمودي كل اختبارين واحدة كأن تكون النسبة بين معاملات الارتباط العمودي كل اختبارين واحدة كأن تكون النسبة بين مجموع ارتباطات عمود اختبار جوعمود اختبار بهي Y: 1: 0 وكذلك بين مجموع ارتباطات عمود اختبار جوعمود اختبار دهي Y: 1: 0 وعلى هذا الأساس يكون $\frac{1}{1} = \frac{1}{1} = \frac{1}{1}$

معامل الارتباط المتعدد Multiple Correlation

مقدمة :

يواجه الباحث في كثير من البحوث والدراسات التي يجريها كثيراً من المشاكل تساعده الإحصاء دون شك على حلها. ويعتبر معامل الارتباط المتعدد على رأس الأساليب الإحصائية التي تساعد الباحث على تفهم الظاهرة موضوع الدراسة من حيث علاقتها بكافة المتغيرات الأخرى التي ترتبط بها. ويواجه الباحث مثل هذه المشاكل في علم النفس الاجتماعي وعلم النفس الصناعي حيث يجد كثيراً من الظواهر التي ترتبط بالعديد من المتغيرات. ففي علم النفس الاجتماعي نجد مثلاً تكوين الاتجاهات يرتبط بالتنشئة الاجتماعية وبالجماعة العضوية والجماعة المرجعية وبوسائل الاتصال وبدور الجماعة الأولية . . . وهكذا العديد من المتغيرات التي ترتبط بتكوين الاتجاه . وفي علم النفس الصناعي نجد أن الكفاية الإنتاجية للعامل ترتبط بجوانب كثيرة مثل القدرات والمذكاء ، والروح المعنوية ، والتوحد بالعمل ، والمكانة الاجتماعية والعلاقة بالرؤساء ، والعلاقة بالزملاء . . .

ويحتاج الباحث في مثل هذه الأحوال إلى التوصيل لمعامل عددي واحد يوضح له العلاقة بين هذه الظاهرة وتلك المتغيرات التي ترتبط بها.

ويضع معامل الارتباط المتعدد على عاتقه الكشف عن هذه العلاقة في مثل هذه الأحوال. وقانون معامل الارتباط المتعدد هو:

$$C \cdot V \cdot V = \sqrt{\frac{U \cdot V + U \cdot V + V \cdot V \cdot V \times U \cdot V \times U \cdot V \times U \cdot V}{V - U \cdot V \times U \cdot V \times U \cdot V \times U \cdot V}}$$

مثال:

لو أردنا معرفة العلاقة بين الكفاية الإنتاجية لمجموعة من العمال في عملهم وبين كل من المكانة السوميومترية والروح المعنوية وكانت درجاتهم على كل من المتغير المستقل (الكفاية الإنتاجية) والمتغيرات المعتمدة (المكانة السوسيومترية والروح المعنوية) كما يلي:

(4)	(٢)	(1)	
السروحالمعنوية	المكانسة السوسيومترية	الكفاية الإنتاجية	ق
۲.	17	٧	1
40	11	٨	4
17	Y	٤	٣
41	4	٦	٤
۳.	١.	٣	٥

فإنه يتم حساب معاملات الارتباط الآتية :

١ ـ معامل الارتباط بين الكفاية الإنتاجية والمكانة السوسيومترية أي
 ٢٠١٠.

٢ ـ معامل الارتباط الكفاية الإنتاجية والروح المعنوية أي ر٣٠١.

٣ معامل الارتباط بين المكانة السوسيومترية والروح المعنوية أي
 ٣٠٢.

أولاً: ر ۲۰۱

ٽ	ف	رتبة	رتبة	(Y)	(1)	ن
		(Y)	(١)	المكانة السوسيومترية	الكفاية الإنتاجية	
1	1 +	١	Y	14	٧	١
1	١ -	*	1	11	٨	۲
1	١-	۰	٤	٧	٤	٣
1	1 -	٤	٣	4	٦	į
٤	۲ +	٣	٥	۸٠	٣	٥
٨						

$$c \ local relation = l - \frac{r \times \lambda}{o \times 37} = l - \frac{\lambda 3}{17} = r, \bullet$$

ثانیاً: ر ۳۰۱

ن ،	ن	رتبة	رت بة	(٣)	(1)	ن
		(4)	(١)	الروحالمعنوية	الكفاية الإنتاجية	
į	۲	ŧ	Y	۲.	٧	١
٤	Y -	٣	1	40	٨	*
١	١ -	٥	٤	14	٤	٣
٤	Y +	1	٣	41	٦	ŧ
4	۴ +	4	٥	۳٠	٣	٥
**						

$$\cdot, 1 \cdot = 1, 1 \cdot -1 = \frac{177}{17} = \frac{77 \times 7}{17} - 1 = 7 \cdot 1$$

 ^(*) هذا مجرد مثال وقيمة الارتباط الحالي لا تكشف عن طبيعة هذه العلاقة .

ثالثاً: و ۳۰۲

ٹ ۲	فب	رتبة	رتب ة	(4)	(*)	ن
				السروح المعنوية	المكانة السوسيومترية	
4	۳-	٤	1	٧٠	14	1
1	1 -	۳	۲	40	11	*
Y, Yo	١,٥-	•	۳,٥	14	1.	٣
17	٤ +	1	0	٣١	4	٤
۲,۲۰	٠,•+	۲	۳,٥	٣.	1.	٥
۴٠,٥						

$$\frac{1 \times 7}{1 \cdot 7} = \frac{7 \times 6}{6 \times 37} = \frac{7 \times 7}{1 \cdot 7} = \frac{7 \times 7}{$$

وبالتعويض عن معادلة معامل الارتباط المتعدد في المثال السابق تكون قيمة معامل الارتباط المتعدد بين الكفاية الإنتاجية وكل من المكانة السوسيومترية والروح المعنوية كما يلي:

$$\frac{1 \cdot - \times \cdot \circ \nabla - \times \cdot \cdot \cdot \cdot + \cdot \cdot \cdot \cdot}{1 \cdot \times \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot} =$$

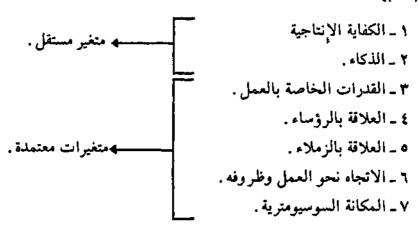
$$\bullet , \forall \phi = \frac{\cdot , \circ \phi}{!} = \phi \Gamma, \bullet$$

ن العلاقة بين الكفاية الإنتاجية لمجموعة العمال في المثال السابق وبين كل من مكانتهم السوسيومترية وروحهم المعنوية تساوي ٠,٦٥ وذلك باستخدام معامل الارتباط المتعدد.

ملحوظة: أحياناً يرتبط بالظاهرة موضوع الدراسة كما سبق أن بينا أكثر من متغيرين فقد يكون ثلاثة أو أربعة أو خمسة أو أكثر من ذلك حسب طبيعة الظاهرة نفسها. ويحتاج الباحث في هذه الحالة كذلك لمعامل عددي واحد يعبر له عن علاقة الظاهرة بهذه المتغيرات جميعاً.

مثال:

أراد باحث أن يدرس علاقة الكفاية الإنتاجية للعامل بالمتغيرات المرتبطة بها:



والباحث في هذه الحالة عليه أن يقوم بحساب معاملات الارتباط الآتية :

١ ـ معامل الارتباط بين كل من الكفاية الإنتاجية والذكاء والقدرات.

٢ ـ معامل الارتباط المتعدد بين كل من الكفاءة الإنتاجية والعلاقة بالرؤساء والعلاقة بالزملاء.

٣_معامل الارتباط المتعدد بين الكفاية الإنتاجية والاتجاه نحو العمل
 والمكانة السوسيومترية.

وللحصول على معامل عددي واحد يعبر عن علاقة الكفاية الإنتاجية بالمتغيرات الست السابقة نقوم بما يلي:

١ - تحويل معامل الارتباط المتعدد إلى مقابلة اللوغاريتمي في الجدول الخاص بذلك.

٧ _ حساب متوسط المقابل اللوغاريتمي لمعاملات الارتباط.

٣ ـ تحويل المتوسط اللوغاريتمي مرة أخرى إلى مقابله من معاملات
 الارتباط وذلك في الجدول العخاص بذلك والمشار له في ١٠

ويستخدم جدول تحويل معامل الارتباط رإلى مقابلة اللوغاريتمي ز في تحويل معاملات الارتباط النبي تزيد عن ٥٠,٠(*) إلى مقابلاتها اللوغاريتمية لحساب متوسطاتها. ثم يحول الناتج اللوغاريتمي بعد ذلك إلى المقابل الارتباطي ويكون هذا المقابل الارتباطي هو معامل الارتباط المتعدد بين الكفاية الإنتاجية وكل من الذكاء والقدرات المخاصة بالعمل والعلاقة بالزملاء والعلاقة بالرؤساء والاتجاه نحو العمل والمكانة السوسيومترية. ولنفترض أن معاملات الارتباط المتعدد في المثال السابق

أُولاً: بين الكفاية الإنتاجية والذكاء والقدرات ر ٣٠٢٠١ = ٣٠،٣١

ثانياً: بين الكفاية الإنتاجية والعلاقة بالرؤساء والعلاقة بالزملاء مدورو.

⁽١٠) يتم هذا الإجراء لأن التوزيع التكراري للارتباطات التي تقع بين ٢٥، ١٠ - ١٩٩٠، غير اعتدالي أما التوزيع التكراري لمقابلها اللوغاريتمي فهو اعتدالي. وعلى هذا فلا يجوز في حالة الارتباطات حساب متوسطها بينما يجوز ذلك لمقابلها اللوغاريتمي.

ثالثاً: بين الكفياية الإنتاجية والاتجياه نحيو العمل والمكانة السوسيومترية ر ٧٠٦٠١ = ٢٠,٤٢ .

وبالرجوع لجدول المعامل اللوغاريتمي (*) ، , نجد أن المقابلات اللوغاريتمية لمعاملات الارتباط المتعدد السابقة هي:

ر ۳۰۲۰۱ = ۳۰,۰ مقابلها اللوغاريتمي ۳۲,۰. ر ۲۰۱۱ = ۵۰,۰ مقابلها اللوغاريتمي ۲۲,۰. ر ۷۲۰۱ = ۷۲۰۱ مقابلها اللوغاريتمي ۶۵,۰.

والمتوسط الحسابي للمقابلات اللوغاريتمية = $\frac{77. + 77. + 77. + 71. + 7$

والبحث في نفس الجدول عن معامل الارتباط رالمقابل للقيمة ٤٦,٠ اللوغاريتمية نجد أنه يساوي ٤٣,٠ وبهذا يكون معامل الارتباط المتعدد بين الكفاية الإنتاجية والذكاء والقدرات والعلاقة بالزملاء والعلاقة بالرؤساء والاتجاه نحو العمل والمكانة السوسيومترية ٤٣,٠ هذا ويمكن التأكد من دلالة معامل الارتباط المتعدد كما سبق أن بينا.

 ⁽⁴⁾ د. فؤاد البهي المسيد الجداول الإحصائية دار الفكر العربي - ١٩٥٨ ص ٨ جدول ١٣
 وذلك بالنسبة لمعاملات الارتباط ٢٠ . ٠ . ٩٩٥ . ٠ ، أما بالنسبة للأقل أنظر مناهج البحث في التربية وعلم النفس لفان دالمين ترجمة بإشراف سيد عثمان ـ الأنجلو المضرية ١٩٧٥ .

أولاً ـ جدول المقابل اللوغاريتمي لمعاملات الارتباط ٢٥, ٠ فما فوق أي غير الاعتدالية التوزيع .

ز	ر	j	ر	j	ر	j	ر	ز	ر
1,07	٠,٩١٥	١,٠٠	٠,٧٧	٠,٦٨	٠,٥٩	٠,٤٥	٠,٤٢	٠, ٢٦	٠, ٢٥
1,04	.,94.	1,.4	٠,٧٧	٠,٦٩	٠,٦٠	٠,٤٦	٠, ٤٣	٠, ٧٧	٠, ٢٦
1,77	.,970	1,00	٠,٧٨	٠,٧١	٠,٦١	٠,٤٧	٠,٤٤	٠, ۲۸,	٠, ٧٧
1,77	.,47.	1, • ٧	٠,٧٩	٠,٧٣	٠,٦٢	٠,٤٨	٠,٤٥	٠, ۲۹	٠, ۲۸
1,00	.,980	1,10	٠,٨٠	٠,٧٤	٠,٦٣	٠,٥٠	٠,٤٦	٠,٣٠	٠, ۲۹
1,72	.,48.	1,17	١٨٨١	٠,٧٦	٠,٦٤	۱۹,۰۱	٠,٤٧	٠,٣١	٠,٣٠
1,74	.,480	1,17	٠,٨٢	٠,٧٨	٠,٦٥	1,01	٠,٤٨	٠,٣٢	٠,٣١
١,٨٣	٠,٩٥٠	1.14	٠,٨٣	٠,٨٩	٠,٦٦	١,٥٤	٠, ٤٩	٠,٣٣	٠,٣٢
1,49	٠,٩٥٥	1,77	٠,٨٤	٠,٨١	۰,۱۷	1,00	٠,٥٠	· , ٣٤	٠,٣٣
1,40	٠,٩٦٠	1, 77	ه۸,۰	١,٨٢	٠,٦٨	٠,٥٦	٠,٥١	٠,٣٥	٠,٣٤
4, . 1	+,41	1, 79	٠,٨٦	۰,۸۵	1,14	۸۵,۰	٠,٥٢	٠,٣٧	٠,٣٥
4. • 4	۰,۹۷۰	1,44	٠,٨٧	٠,٨٧	۰٫۷۰	۰,۵۹	۰,٥٣	٠,٣٨	٠,٣٦
۲,۸	۰,۹۷۵	1,44	٠,٨٨	٠,٨٩	٠,٧١	٠,٦٠	٠,01	٠,٣٩	٠,٣٧
۲,۴۰	۰,۹۸۰	1, 27	٠,٨٩	٠,٩١	٠,٧٢	٠,٦٢	٠,٥٥	٠, ٤٠.	٠,٣٨
۲, ٤٤	٠,٩٨٥	1, 27	٠,٩٠	٠,٩٣	٠,٧٣	٠,٦٣	٠,٥٦	٠,٤١	٠,٣٩
۲,٦٥	٠,٩٩٠	1,01	۰,۹۰۵	۰,۹٥	٠,٧٤	۰,۲٥	٠,٥٧	·, £Y	٠,٤٠
Y, 44	۰,۹۹٥	1,04	٠,٩١٠	٠,٩٧	۰,۷۵	٠,٦٦	٠,٥٨	٠, ٤٤	1, £1
							į		

ثانياً _ جدول المقابل اللوخاريتمي لمعاملات الارتباط الأقل مِن ٢٥ , • أي الاعتدالية التوزيع

ز	J	ز	J
٠,١٢٦	٠,١٢٥	*,***	.,
٠,١٣١	٠,١٣٠	٠,٠٠٥	٠,٠٠٥
٠,١٣٦	٠,١٣٥	٠,٠١٠	٠,٠١٠
*,181	٠,١٤٠	٠,٠١٥	1,110
٠,١٤٦	٠,١٤٥	•,•,•	٠,٠٢٠
٠,١٥١	1,101	٠,٠٢٥	.,
٠,١٥٦	.,100	٠,٠٣٠	.,.44.
٠,١٣١	٠,١٣٠	٠,٠٣٥	٠,٠٣٥
+,177 .	٠,١٦٥	٠,٠٤٠	٠,٠٤٠
٠,١٧٢	٠,١٧٠	٠,٠٤٥	1,150
٠,١٧٧	٠,١٧٥	٠,٠٥٠	1,101
1,144	٠,١٨٠	1,100	٠,٠٥٥
1,14	٠,١٨٥	٠,٠٩٠	1,191
1,144	٠,١٩٠	٠,٠٦٥	1,170
٠,١٩٨	٠,١٩٥	٠,٠٧٠	٠,٠٧٠
٠,٢٠٣	٠, ٢٠٠	٠,٠٧٥	٠,٠٧٥
٠,٢٠٨	1,710	٠,٠٨٠	٠,٠٨٠
., ۲۱۳	٠,٢١٠	۰,۰۸۵	٠,٠٨٥
٠,٢١٨	1,710	1,141	.,.4.
Ĺ	<u></u>	<u> </u>	<u>L</u>

(تابع) جدول المقابل اللوفاريتمي

ز	ر	ز	ر
•, 472	٠, ٢٢٠	٠,٠٩٥	٠,٠٩٥
٠, ٧٢٩	٠, ٢٢٥	•, • •	٠,١٠٠
•, ٢٣٤	٠, ٢٣٠	٠,١٠٥	٠,١٠٥
٠, ٢٣٩	٠, ٢٣٥	٠,١١٠	٠,١١٠
., 710	٠, ٧٤٠	٠,١١٦	٠,١١٥
٠,٢٥٠	•, ٧٤٥	١٢١,٠	•,14•
L	<u> </u>		

(٥) الانحدار والتنبوء

مقدمة: إذا طبق اختبار يقيس تحصيل التلاميذ في مادة الحساب على مجموعة منهم يوم السبت مشلاً، وأعيد عليهم تطبيقه يوم الاثنين من نفس الأسبوع فإن الأفراد الذين حصلوا على درجات مرتفعة يوم السبت قد تميل درجاتهم إلى الانخفاض والاقتراب من المتوسط عند إعادة الاختبار عليهم يوم الاثنين. كذلك الأفراد الذين حصلوا على درجات منخفضة يوم السبت قد تميل درجاتهم إلى الارتداد نحو المتوسط يوم الاثنين.

يحدث هذا الارتداد نتيجة خطأ في القياس والذي يجعل أفراد يحصلون على درجات مرتفعة في ذلك الموقف المعين، ولذلك فمن المحتمل أن ينخفض أداء الشخص عند إعادة الاختبار عليه. أي أنه إذا كان قد تصادف وحدث خطأ في القياس في المرة الأولى أدى إلى حصول أفراد على درجات مرتفعة أو منخفضة، فإن الصدفة لن تحدث في المرة الثانية.

ويقصد بالخطأ الآثار العرضية كالغش بالنسبة لمن حصل على درجة مرتفعة ، والمرض بالنسبة لمن حصل على درجة منخفضة . ويطلق اسم الارتداد أو الانحدار Regression على ذلك .

ويعتبر جالتون Galton أول من استخدم فكرة الانحدار في بحوثه عن الوراثة، إذ لفت نظره بالنسبة لوراثة صفة طول القامة أن الأطفال الذين يكون أباؤهم طوال القامة يميلون لأن يكونوا أقصر قامة من أبائهم، والعكس من ذلك الأطفال الذين يكون آباؤهم قصار القامة يميلون لأن يكونوا أطول قامة من آباؤهم، أي أن طول الأبناء يميل إلى التراجع أو الانحدار نحو المتوسط العام. وهو نفس الشيء الذي وجد في المثال الأول من أن الدرجات المتطرفة تميل إلى أن ترتد أو تتحرك نحو المتوسط عند إعادة الاختبار.

فائدة الانحدار: يفيد الانحدار في التنبؤ من خلال حساب معامل الارتباط فإذا تم حساب معامل الارتباط بين اختبار الاستدلال اللغوي واختبار تكميل الجمل فإنه من خلال معرفة درجات اختبار الاستدلال اللغوي يمكن التنبوء بدرجات اختبار تكميل الأشكال. وتتضح الفائدة الكبرى في أهمية الانحدار كما يشير لذلك الدكتور فؤاد البهي السيد في التوصل لجداول دقيقة تمثل معايير الأعمار الزمنية.

خطوات حساب الانحدار: يقوم الانحدار على أساس حساب معامل الارتباط بين المتغيرين س، ص وعلى المتوسط الحسابي والانحسراف المعياري لدرجات هذين المتغيرين. فإذا كان لدينا درجات اختبار ما (س) لعينة من الأفراد وأعمار (ص) لهؤلاء الأفراد فإن التنبوء بدرجات ص من درجات س يسمى هذا النوع من التنبؤ بانحدار ص على س أما إذا تنبأنا بدرجات الاختبار الأول س من درجات الاختيار الثاني ص فيسمى بانحدار س على ص.

مثال: فيما يلي درجات خمسة تلاميذ على اختباري التفكير اللغـوي (س) وتكميل الجمل (ص).

١ _ التفكير اللغوى (س): ٢ ٣ ٥ ١ ٤

۲ ـ تكميل الجمل (ص): ٤ ٥ ٥ ٧ ٨

والمطلوب حساب انحدار ص على س

والخطوات كالآتي:

١ _ يتم حساب معامل الارتباط بين س، ص.

٢ _ يتم حساب الانحراف المعياري لدرجات س (ع س)،
 والانحراف المعياري لدرجات ص (ع ص).

٣ _ يتم حساب المتوسط لدرجات س، ودرجات ص.

٤ _ يتم تطبيق المعادلة الآتية :

ص علی س = ر $\frac{3}{4}$ (س - سُ) + ص

حيث أن:

ر = معامل الارتباط بين س، ص.

ع ص = الانحراف المعياري لدرجات س.

ع س = الانحراف المعياري لدرجات ص.

س = الدرجة المعلومة الذي سيتم تنبوء ص منها .

س = المتوسط الحسابي لدرجات س.

ص = المتوسط الحسابي لدرجات ص.

وفيما يلي تطبيق هذه الخطوات على المثال السابق:

أولاً: حساب معامل الارتباط بين س، ص باستخدام معامل ارتباط بيرسون من القيم الخام.

س ص	ص ۲	س'	ص	س	ن
17	17	17	٤	٤	1
١٨	*1	4	٦	٣	4
40	40	40	٥	٥	٣
44	٤٩	١٦	٧	į	٤
44	3.5	17		<u> </u>	٥
115	14.	۸Y	٣٠	۲.	مجد

$$\frac{1}{\sqrt{(k\cdot)} - 14\cdot \times_{(k\cdot)} - 114} = 0$$

$$\frac{1 \cdot \times Y}{1 - 1} = \frac{1}{1 \cdot \times Y}$$

$$\frac{1-}{\xi,\xi V} =$$

ثانياً: حساب متوسط س، ومتوسط ص.

ثالثًا: حساب الانحراف المعياري لدرجات س، ص باستخدام القانون الأتي:

١ ـ الانحراف المعياري لنرجات س.

٢ ـ الانحراف المعياري لدرجات ص.

رابعاً: فيما يلي تطبيق المعادلة التي في الخطوة رقم (٤) على المثال السابق.

$$\begin{array}{lll}
\neg & 1 + (\xi - \omega) & \frac{17.\xi}{1.17} \times \cdot, 777 - \xi & -(\omega - \xi) + 7 \\
\neg & 1 + (\xi - \omega) & 1,97 \times \cdot, 777 - \xi & -(\omega - \xi) + 7 \\
\neg & 1 + (\xi - \omega) & -(\psi) & -(\psi) & -(\psi) & -(\psi) & -(\psi) \\
\neg & 1 + (\xi - \omega) & -(\psi) & -($$

ويلاحظ أن هذه الدرجة هي نفسها درجة الشخص رقم أربعة في المتغير ص وتقابل الدرجة واحد في المتغير س.

تعليق: وبنفس الطريقة السابقة يمكن التنبوء بباقي الدرجات فإذا كان الهدف معرفة الدرجة المقابلة للدرجة أربعة في س فيكون ذلك كالآتي:

ثانیاً تحلیل التباین Analysis of Variance

أولاً: تحليل التباين البسيط(*)

يكشف تحليل التباين البسيط عن مدى الفروق بين أكشر من مجموعتين، حيث يصلح اختبار «ت» في حالة حساب الفروق بين مجموعتين فقط. ففي أحيان كثيرة يحتاج الباحث لإجراء بحثه على أكثر من مجموعتين: كأن تتضمن عينة هذا البحث طلبة كليات مختلفة كطلبة الحقوق والطب والهندسة، وكأن تتضمن عينة بحثه في حالة أخرى مستويات اجتماعية اقتصادية مختلفة كمستوى مرتفع ومستوى متوسط ومستوى منخفض . . . إلخ.

والباحث في هذه الحالة يحتاج لأسلوب واحد يصلح لاختبار الفرق بين المجموعات التي تتضمنها عينة بحثه ليحصل على معامل عددي واحد يكشف عما إذا كان هناك فرقاً جوهرياً بين تلك المجموعات المختلفة ، ويقع على عاتق تحليل التباين الكشف عن هذا الفرق بالحصول على «نسبة ف» أو على عاتق تحليل نسبة إلى فيشر Fisher الذي توصل إلى هذه الطريقة . وفيما يلى مثالاً نوضح من خلاله خطوات حساب «نسبة ف» .

^(*) ويطلق عليه اسم التصميم البسيط Simple Design أو تحليل التباين ذا الاتجاء الواحد One . Way Analysis of Variance

مثال: طبق اختباراً على عينة مكونة من ثلاث مجموعات من الأطفال يمثلون مستويات اقتصادية اجتماعية مختلفة وكانت درجات كل مجموعة كما يلي:

المجموعة الثالثة	المجموعة الثانية	المجموعة الأولى
٦	٤	٦
٨	٥	٨
٥	٧	٧
0	ŧ	٧
Y£	7.	YA
٦	٥	۷ = ۷

وخطوات حساب «نسبة ف» تتلخص فيما يلي:

١ حساب المتوسط الحسابي لدرجات كل مجموعة وهو هنا يساوي ٧
 للمجموعة الأولى ، ٥ للمجموعة الثانية ، ٦ للمجموعة الثالثة .

٣ ـ نقوم بحساب مربعات انحراف القيم في كل مجموعة عن المتوسط العام أي التباين العام وهو هنا يساوي:

$$= (\Gamma - \Gamma)^{7} + (\Lambda - \Gamma)^{7} + (V - \Gamma)^{7}$$

٤ - يتم حساب مربعات انحراف المتوسطات الفرعية عن المتوسط العام.
 وهو يمثل هنا حساب التباين الكبير بين المجموعات وهو يساوي = بحمر مربعات الفروق × ن. ويتم حسابه في مثالنا السابق كما يلي:

=
$$\frac{3}{7}(7-7)^{7} + \frac{3}{7}(9-7)^{7} + \frac{3}{7}(7-7)^{7} =$$

= $\frac{3}{7}(7)^{7} + \frac{3}{7}(7)^{7} + \frac{3}{7}(9-7)^{7} =$
= $\frac{3}{7} + \frac{3}{7} + \frac{3}{7}(9-7)^{7} + \frac{3}{7}(9-7)^{7} =$

عن متوسطها مربع انحراف القيم داخل المجموعة عن متوسطها الحسابي. وهو هنا يمثل أيضاً حساب التباين الصغير بين المجموعات وهو يساوي = مجدمر بعات الفروق بين قيم المجموعة ومتوسطها الحسابي.

$$= [(-1)^{7} + (+1)^{7} + (\omega\omega_{0})^{7} (\omega\omega_{0})^{7}]$$

$$+ [(-1)^{7} + (\omega\omega_{0})^{7} + (+7)^{7} + (-1)^{7}]$$

$$+ [(\omega\omega_{0})^{7} + (-7)^{7} + (-1)^{7} + (-1)^{7}]$$

$$+ [(-1)^{7} + (-1)^{7} + (-1)^{7}]$$

$$+ [(1)^{7} + (-1)^{7} + (-1)^{7}]$$

$$+ [(1)^{7} + (-1)^{7} + (-1)^{7}]$$

$$+ [(1)^{7} + (-1)^{7} + (-1)^{7}]$$

$$+ [(1)^{7} + (-1)^{7} + (-1)^{7}]$$

$$+ [(1)^{7} + (-1)^{7} + (-1)^{7}]$$

٢ ـ يتـم استخراج درجـات الحرية تمهيداً لمعرفـة هل الفسروق

بين المجموعات دالة إحصائياً أم لا وذلك على النحو الآتي:

ا ـ درجـة الحـرية بين المجموعـات (التبـاين الـكبير) = عدد المجموعات ـ 1 = 1 - 7 = 1

ب _ درجة الحرية داخل المجموعات (التباين الصغير) = ن ١ - ١ + ن ٢ - ١ + ن ٣ - ١ = = ٤ - ١ + ٤ - ١ = ٤ - ١ =

جــ درجات الحرية الكلية = عدد القيم - ١ = ١ - ١ ا = ١١

٧ ـ يتم بعد ذلك حساب «نسبة ف، كما يلي:

.9=W+W+W=

أ _ التباين بين المجموعات (التباين الكبير)

= $\frac{\lambda}{\lambda} = \frac{\lambda}{\lambda} = \frac{\lambda}{\lambda} = \frac{\lambda}{\lambda} = \frac{\lambda}{\lambda}$ = $\frac{\lambda}{\lambda} = \frac{\lambda}{\lambda}$ = $\frac{\lambda}{\lambda}$ = $\frac{\lambda}{\lambda}$ = $\frac{\lambda}{\lambda}$

ب ـ التباين داخل المجموعات (التباين الصغير)

= مجموع مربع انحراف قيسم المجموعة عن متوسطها درجة الحرية داخل المجموعات

وهو في هذا المثال = <u>١٤</u> = ٢,٥٦

جــ «نسبة ت» = التباين الكبير التباين الصغير

 Υ , وهي في هذا المثال = $\frac{3}{1,0}$ = 7

د .. يتم الكشف عن دلالة ونسبة ف، أو والنسبة الفاتية، من الجداول

الخاصة بذلك عند مستوى ٠,٠٠ ومستوى ١،٠٠ وقيمة «ف» الموجودة بالجدول عند ٠,٠٠ تساوي ٤,٢٦. وعلى هذا الأساس فإن «نسبة ف» المستخرجة من هذا المثال لا دلالة لها من الناحية الإحصائية لأنها أقل من القيمتين الموجودتين بالجدول:

استخدام تحليل التباين في حساب تحانس العينة

يرمز لمدى التجانس بالرمز ف، ومدى التجانس هو:

فإذا كان الانحراف المعياري للمجموعة الأولى هو الكبير مشلاً فإنه يوضع فوق (في بسط المعادلة)، والانحراف المعياري الثاني الخاص بالمجموعة الثانية فإنه يوضع تحت (في مقام المعادلة).

مثال :

إذا كان العدد والانحراف المعياري لمجموعتين على النحو الآتي:

ع للمجموعة الأولى =
$$7,7$$
، ن للمجموعة الأولى = 7

$$1,19=\frac{17,70}{11,75}=\frac{1(7,0)}{1(7,7)}=\underline{1}$$

د. ح التباين الكبير (المجموعة ذات الانحراف المعياري الكبير)

د. ح التباين الصغير (المجموعة ذات الانحراف المعياري الصغير) = ٦ - ١ = ٥

قيمة ف بالجدول = ١٩,٥

وبما أن قيمة ف في المثال (١,١٩) أقل من قيمة ف المستخرجة من الجدول، فهي غير دالة فتكون العينتين بذلك متجانستين.

ثانياً: تحليل التباين المزدوج (البارامتري)

أشرنا عند الكلام عن تحليل التباين أنه يعطي قيمة واحدة هي نسبة وفي عند حساب دلالة الفرق بين أكثر من مجموعتين (ثلاث مجموعات فما فوق حسب عينات الدراسة) الأمر الذي لا يمكن استخدام اختبار «ت» فوت حساب دلالته. ومواء كان الكلام على اختبار «ت» أو على نسبة «ف» في تكوينها البسيط فإن المقارنة تركزت فيهما بالنسبة لمتغير واحد فقط كالعدوان أو الانبساط أو الابتكار أو القدرة اللفظية أو الانتماء. . . إلخ .

لكن في كثير من البحوث يكون من أهداف البحث المقارنة بين ثلاث مجموعات أو أربعة على متغيرين أو أكثر من متغيرين وليس على متغير واحد فقط. ويأتي تحليل التباين من الدرجة الشانية أو تحليل التباين المزدوج ليمكن الباحث من حساب دلالة الفرق بين أكثر من مجموعتين على متغيرين أو أكثر.

تحليل التباين المزدوج «ذو الاتجاهين»(*)

ويشمل تحليل التباين المزدوج أو ذو الاتجاهين شكلين من أشكال تحليل التباين هما:

١ ـ تحليل التباين المزدوج والذي يتضمن درجة واحدة أو قيمة واحدة في كل مربع من مربعات الجدول لكل ناحية أو فرع من فروع كل اتجاه من الاتجاهين.

٢ ـ تحليل التباين المزدوج والذي يتضمن وجود عدة قيم في كل صف
 أو عمود خاص بكل فرع من فروع الاتجاهين .

(۱) ا**لشك**ل الأول

تحليل التباين المزدوج مع وجود قيمة واحدة في كل مربع

مثال: وضع باحث أربعة مجموعات من الطلاب كل مجموعة تتكون من ١٠ طلاب تحت ثلاثة أنواع من القيادة: الديمقراطية، والدكتاتورية، والفوضوية ثم قام بقياس الروح المعنوية لديهم في كل ظرف من ظروف القيادة التي تعرضوا لها فكانت كما في الجدول الآتي والذي يتضمن قيماً هي عبارة عن متوسطات للرجات الأفراد من كل مجموعة:

^(*) يطلق على تحليل ذو الاتجاهين أو المزدوج Two-Way Analysis of Variance (ارجع للمرجع الثامن العربي في نهاية الكتاب).

ج.		ه الطلاب	أنواع القيادة		
	٤	٣	٧	١	الواع الفيادة
100	۳.	۳.	٧٠	70	١ ـ الديمقراطية
770	٦٠	80	۰۰	٨٠	٢ _ الدكتاتورية
41.	۸۰	٧٥	٦.	٩٥	٣ ـ الفوضوية
79.	14.	18.	۱۸۰	٧٠٠	ج۔

والمطلوب معرفة هل هناك فرقاً له دلالة إحصائية في الروح المعنوية لدى مجموعات الطلاب الأربعة بالنسبة لأنواع القيادة الثلاثة.

الخطوات:

١ ـ يتم تصغير القيم بالجدول السابق بهدف تبسيط العمليات الحسابية الخاصة بالجمع والتربيع وذلك بطرح «قيمة ما» يحددها الباحث من كل درجة من الدرجات التي بالمربعات، وقسمة الناتج أيضاً على «قيمة ما».

٢ ـ في المثال السابق سيتم طرح ٥٠ من كل قيمة من القيم التي
 بالجدول وقسمة الناتج على عشرة.

٣ ـ يتم حساب المتوسط الحسابي العام للقيم التي بالجدول وهو في
 مثالنا:

المتوسط الحسابي =
$$\frac{(مجموع القيم بالجدول)}{مجموع القيم (عدد الصفوف × عدد الأعمدة)} = $\frac{79.}{17}$$$

٤ ـ بعد عملية الطرح والقسمة يصير الجدول الجديد كالأثي:

عجد	الطلاب				أنواع القيادة
	ŧ	٣	۲	١	
٤,٥_	Y _	۲	۲	Y,0_	(١) الديموقراطية
۲,٥	١	۱,۰_	صفر	٣	(٢) الدكتاتورية
11	٣	۲,٥	١	٤,٥	(٣) الفوضوية
٩	۲	1-	٣	0	4

۵ ـ يتم تربيع كل قيمة من القيم السابقة لحساب مجموع المربعات
 الكلية.

=
$$1Y - \frac{(Y) + (Y) + ($$

$$1 = 17 - 17 = 17 - \frac{74}{7} = 17 - \frac{\xi + 1 + 4 + 70}{7} =$$

٧ ـ يتم حساب (مجـ) مربع مجموع الدرجات الخاصة بالصفوف بالنسبة لأنواع القيادة مقسوماً على عدد الطلاب (عدد الأعمدة) - ١٢ عدد القيم التي بالمربعات وهي ١٢ قيمة (عدد الصفوف ٣ × عدد الأعمدة ٤).

 $14 - \frac{((11)^{+}(1,0)^{+}(1,0)^{+}(1,0)^{+})}{2} - 11 - \frac{((11)^{+}(1,0)^{+})^{+}(1,0)^{+}}{2}$ مجموع المربعات بين أنواع القيادة

 $= 17 - \frac{157.0}{5} = 17 - \frac{171 + 7.70 + 7.70}{5} =$

 $Y\xi, \lambda V = YY - Y'', \lambda V =$

٨ ـ يتم حساب (مجـ) مجموع البواقي بالأعمدة وبالصفوف.

مجموع البواقي = ٥ + ٣ + (~ ١) + ٢ + (~ ٥,٤) + ٥,٠ + ١١ = ٥,٠ - ٢٣,٥ - ٢٣,٥ - ٢٣,٥ - ٢٣,٥ - ١٨

٩ ـ يتم ضرب المجموع في الخطوات ٦، ٧، ٨ في × ١٠٠ كالآتي:

أ_مجموع المربعات بين الطلاب = ١٠٠ × ١٠٠ = ١٠٠.

ب مجموع المربعات بين أنواع القيادة = ٧٤, ٢٤ × ١٠٠ = ٢٤٨٧.

جــمجموع البواقي = ١٠٠ × ١٠٠ = ١٨٠٠.

١٠ ـ حساب درجات الحرية:

١ ـ درجة الحرية بين الطلاب = عدد الطلاب - ١ = ١ - ١ = ٣.

Y = 1 - W = 1 -iela القيادة = أنواع القيادة - 1 = W - 1 = Y

٣-درجة حرية البواقي = عدد الطلاب + أنواع القيادة - ١ = ٤ + ٣ - ١ = ١ - ٧ = ١

١١ ـ يتم قسمة مجموع المربعات في الخطوة رقم (٩) على درجة الحرية في الخطوة (١٠).

١٢ ـ يوضح الجدول الآتي نتاثج تحليل التباين السابق.

متوسط مجموع المربعات	د. الحرية	مجـ المربعات	التباين بين:
44,4	٣	١	١ ـ بين الطلاب
1749, •	۲	7574	٢ ـ بين أنواع القيادة
۴۰۰,۰	٣	14	٣ ـ بين البواقي
	11	£4774 ·	٤ ـ جـ ـ

۱۳ ـ ولاختبار هل درجات الروح المعنوية تختلف حسب الطلاب يتم قسمة متوسط مجموع المربعات لدى الطلاب على متوسط مجموع مربعات البواقي.

نسبة «ف» بين الطلاب = متوسط مجموع المربعات لدى الطلاب متوسط مجموع مربعات البواقي

$$\cdot$$
, $111 = \frac{\gamma\gamma\gamma\gamma\gamma}{\gamma\gamma\gamma} =$

١٤ ـ ولاختبار هل درجات الروح المعنوية تختلف حسب أنواع القيادة يتم قسمة متوسط مجموع المربعات الخاصة بالقيادة على متوسط مجموع مربعات البواقي.

نسبة «ف» بين أنواع القيادة = متوسط مجموع المربعات الخاصة بأنواع القيادة متوسط مجموع مربعات البواقي

$$\xi$$
, $\gamma = \frac{\gamma \gamma \gamma q}{\gamma \gamma \cdot \cdot} =$

١٥ ـ القيمتين اللتين بالخطوتين السابقتين أقبل من الموجودتين. في جدول دلالة نسبة «ف» (*) وعلى هذا الأساس لا يوجد فرق دال بين الطلاب

^(﴿) اللَّهِمَةُ الْأُولَى ١١١، • عند درجة حرية ٣ تباين كبير، ٦ تباين صغير وتساوي بالبجدول ٢٦،٤ =

أو بين نوع القيادة في المروح المعنوية وبسذلك يرفض الفرض الأساسي ويقبل الفرض الصغرى.

حقائق هامة

يجب أن يوضع في الاعتبار الحقائق التالية:

١ ـ القيم التي بالجدول الأصلي يمكن أن تكون متوسطات وينظر لكل متوسط
 منها على أنه درجة فردية لأن هذه المتوسطات قائمة على نفس عدد الأفراد.

٢ مقام المعادلة = عند الصفوف × عند الأعمدة.

٣ _ التباين = مجموع المربعات لكل مصدر درجات الحرية لهذا المصدر

> ٤ _ ف = تباين المصدر تباين الخطأ

(٢) الشكل الثان*ي*

تحليل التباين المزدوج مع وجود أكثر من قيمة في كل صف وعمود

مثال: طبق باحث نفسي ثلاثة اختبارات تقيس اللذكاء اللفظي، والذكاء العملي، والذكاء العملي، والذكاء العام على خمسة وأربعين تلميذاً مقسمين إلى ثلاث فئات حسب مستواهم الاجتماعي الاقتصادي. ويوضح الجدول الآتي درجاتهم في كل نوع من الذكاء.

عند ۹,۷۸ ، ۱,۷۸ عند ۱,۰۱۱ القیمة الثانیة ۲,۱۳ عند درجة حریة ۲ تباین کبیر، ۲ تباین صغیر وتساوی بالجدول ۱,۱۴ عند مستوی ۱۰,۰۱ عند مستوی ۱۰,۰۱ عند مستوی ۱۰,۰۱

		 		<u>-</u>
مجـ (صفوف)	الذكاء العام	الذكاء العملي	الـــذكاء اللفظ <i>ي</i>	الذكاء
	٨	٤	٣	(1)
	٩	e l	1	رر) المستوى الاجتماعي
	١٠	٨	٤	الاقتصادي
	1 •	1.	٦	المرتفع المرتفع
	١٣	٨	٦	سرحے
1.0	۰۰	40	۲٠	بج
	14	٥	٤	/ U
	٨	٦	٦	(Y)
	1.	١.	٦	المستوى الاجتماعي الاقتمادة
	١٢	٧	٩	الاقتصادي المتوسط
	١٣	١٢	١٠	المتوسط
18.	00	٤٠	٣٥	بج
	4	٥	٣	/ W \
	٧	٥	٥	(Y)
:	٨	٨	۲	المستوى الاجتماعي الاقتصادي
	11	V	٥	٦١ فنطبادي المنخفض
	١٠	11	١٠	المنتخفض
1.0	ŧo	٧٥	40	- -
45.	10.	11.	۸٠	مجـ كلي (أعمدة)

والمطلوب معرفة هل هناك فرق لدى الطلاب في نوع الذكاء، أو هل يوجد

فرق في الذكاء بالنسبة للمستويات الاجتماعية الاقتصادية، وما هو التفاعل أي هل هناك تفاعل بين تأثير نوع الذكاء والمستوى الاجتماعي الاقتصادي، وبعبارة أخرى هل تأثير المستوى الاجتماعي الاقتصادي يكون مختلفاً في كل نوع من أنواع الذكاء.

الخطوات:

٢ ـ : حساب مجموع مربعات القيم التي بالجدول بتربيع كل قيمة من قيم الذكاء اللفظي في المستوى الاجتماعي الاقتصادي المرتفع، ثم تربيع قيم الذكاء العملي ثم الذكاء العام في نفس المستوى ثم الانتقال إلى قيم كل نوع من الذكاء في المستوى الاجتماعي الاقتصادي المتوسط ثم في المستوى الاجتماعي الاقتصادي الاقتصادي المنخفضة على النحو الاتي:

$$+ ['(1) + '(1) + '(2) + '(1) + '(2)] =$$

$$+ [{}^{T}(A) + {}^{T}(A) + {$$

$$+ ['()") + '() + '() + '() + '() + '()$$

$$+ ['(17) + '(7) + '(1) + '(1) + '(1) + '(4)]$$

٣ ـ يتم حساب مربع مجموع الأعمدة (بين الذكاء) مقسوماً على عدد القيم في المستوى الاقتصادي الواحد وهو ١٥ (عدد الصفوف ٥ × عدد الأعمدة ٣ = ١٥).

مجموع المربعات بين الذكاء = مربع مجموع الفيم في كل عمود عددالفيم في المستوى الاقتصادي الواحد

٤ ـ يتم حساب مربع المجموع في الصفوف مقسوماً على عدد القيم في المستوى في المستوى الاقتصادي (كالسابق: عدد الصفوف × عدد الأعمدة).

مجموع المربعات بين المستويات الاجتماعية الاقتصادية =

$$\frac{['(1\cdot 0) + '(17\cdot) + '(1\cdot 0)]}{10} =$$

عـ يتم حساب مربع مجموع أعمدة الذكاء في كل مستوى من المستويات الاجتماعية الاقتصادية وقسمة الناتج على عدد الصفوف وهي خمسة في المستوى الواحد.

$$YVV = \frac{1700}{1700} =$$

٦ - يتم حساب مجموع المربعات الكلية بطرح مربع مجموع درجات الجدول مقسوماً على مجموع عدد القيم بالجدول (جميع الصفوف وعددها ١٥ × عدد الأعمدة ٣ = ٤٥) من مجموع مربعات القيم.

مجموع المربعات الكلية = مجموع مربعات القيم (بالخطوة رقم ٢) _

TAV, IT = YORA, $\text{AA} - \text{YARR} = \frac{\text{Y(Yt)}}{\text{to}} - \text{YARR} = \frac{\text{YARR}}{\text{TOTAL}}$

٧ ـ يتم حساب مجموع المربعات بين أنواع المذكاء بطرح مربع مجموع درجات الجدول على مجموع عدد الدرجات (القيم) بالجدول من مجموع مربعات الأعمدة بين الذكاء.

مجموع المربعات بين الذكاء = مجموع مربعات الأعمدة بين الذكاء (الخطوة 1) مربع مجموع قيم الجدول (الخطوة 1) عدد القيم بالجدول

 $=\frac{{}^{T}(\Upsilon\xi^{*})}{\xi\circ}-\Upsilon V\Upsilon \Upsilon,\Upsilon \Upsilon=$

178,88 = 707A,AA - YVYY,TY =

٨ ـ يتم حساب مجموع المربعات بين المستويات الاقتصادية بطرح مربع مجموع القيم بالجدول (الخطوة رقم ١) مقسوماً على عدد القيم بالجدول من مجموع المربعات في الخطوة رقم (٤).

مجموع المربعات بين المستويات الاجتماعية الاقتصادية = ٢٥٩٦, ٦٦ - ٢٥٩٨, ٨٨

٩ ـ يتم حساب مجموع مربعات البواقي بطرح مربع مجموع أعمدة الذكاء (الخطوة رقم (٥) من مجموع مربعات القيم (الخطوة رقم ٢)
 مجموع مربعات البواقي = مجموع مربعات القيم مربع مجموع أعمدة الذكاء = ٢٩٦٦ - ٢٧٧٠ = ١٩٦٠.

١٠ ـ يتم حساب التفاعل بطرح مجموع مربعات الذكاء (الخطوة رقم (٧) مضافاً لها مجموع المربعات بين المستويات الاقتصادية (الخطوة رقم (٨) ومضافاً لها كذلك مجموع مربعات البواقي (الخطوة رقم ٩) من مجموع المربعات الكلية (الخطوة رقم ٦).

التفاعل = مجموع المربعات الكلية _ مجموع مربعات الذكاء +

مجموع المربعات بين المستويات الاجتماعية الاقتصادية + مجموع مربعات البواقي = ٣٩٧,١٢ - (٣٩٤,٤٤ + ٢٧,٧٨ + ١٩٦)

ويشير التفاعل Interaction إلى الأثر المشترك الذي يعـزى لمصـادر التباين وهما في حالة تفاعل

. λ , $4 \cdot = \forall \lambda \lambda$, $YY - \forall 4 \lor$, YY =

١١ ـ يتم حساب درجات الحرية.

أ - درجات الحرية بين الذكاء = 7 - 7 - 7.

ب ـ درجات الحرية بين المستويات الاقتصادية = ٣ - ١ = ٢.

جــ درجات الحرية الخاصة بالتفاعل = ٥ - ١ = ٤.

د ـ درجات الحرية الخاصة بالبواقي = 20 - 9 = ٣٦.

حيث درجات حرية التفاعل تمثل العدد في كل نوع من اللذكاء في المستوى، وحرية البواقي تمثل العدد الكلي للطلاب وهو ٤٥ مطروحاً منه أنواع الذكاء في المستويات الثلاثة وهو ٩.

17 ـ يوضح الجدول التالي نتائج تحليل التباين بين الذكاء والمستويات الاجتماعية الاقتصادية والتفاعل بينها وذلك بقسمة مجموع المربعات على درجة الحرية المقابلة له في الجدول.

متوسط المربعات	د. الحرية	مجـ المربعات	التباين بين:
۸۲,۲۲	Y	178,68	۱ _ الذكاء
14,74	۲	44,44	٢ ـ المستويات الاقتصادية
٧, ٧٢	٤	۸,4٠	٣ _ التفاعل
0,88	. 44	197	٤ ـ البواقي
	ŧŧ	797,17	- ج- o

اختبار دلالة الفرق

$$10,11 = \frac{AY,YY}{0,\xi\xi} =$$

وقيمة «ف» بالجدول عند درجة حرية ٢، ٣٦ عند تباين صغير ٣٦، وتباين كبير ٢ تساوي ٣٦، ٣٦ عند ٥, ٠٥ عند ١٠,٠٠ أي يوجد فرق بين أنواع الذكاء.

 Y_- دلالة الفرق في الذكاء بين المستويات الاجتماعية الاقتصادية نسبة منوسط مجموع مربعات المستوى الاجتماعي الاقتصادي $x=\frac{1}{1}$ منوسط مجموع مربعات البواقي

$$Y, 00 = \frac{17, 09}{0, 22} = 00, Y$$

وقيمة «ف» بالجدول عند درجة حرية ٢، ٣٦ (إرجع إلى ١ دلالـة الفرق في الذكاء).

ونسبة «ف» الناتجة وهي ٢,٥٥ أقل من تلك الموجودة في الجدول أي أن الفرق غير دال إحصائياً.

٣ ـ دلالة التفاعل = متوسط مجموع مربعات التفاعل متوسط مجموع مربعات البواقي

$$\cdot$$
, $\xi \cdot \Lambda = \frac{Y, YY}{0, \xi \xi} =$

والموجودة في الجدول عند ٤ (تباين كبير) ، ٣٦ (تباين صغير) تساوي ٢,٦٣ عند ٢,٨٩ معند ٢,٦٣

والقيمة الناتجة أقل من التي بالجدول إذاً لا يوجد تفاعل بين تأثير المستوى الاجتماعي الاقتصادي وبين الذكاء.

دلالة الفرق بين المتوسطات الحسابية في تحليل التباين

يمكن اختبار دلالة الفرق بين المتوسطات الحسابية في الـذكاء كمـا :

۱ ـ متوسط الذكاء اللفظي =
$$\frac{\Lambda}{10}$$
 = π ۳, ه

$$V, \pi \pi = \frac{11}{10} = \frac{1}{10} = V, \pi \pi$$

الخطأ المعياري للمتوسط الحسابي =

متوسط مجموع مربعات البواقي العدد بالنسبة لأحد أنواع الذكاء (عدد الصفوف جميعاً)

٦ ـ لحساب دلالة الفرق بين أي متوسطين حسابين من المتوسطات
 السابقة في ١ أو ٢ أو ٣:

مثال: بين الذكاء اللفظي مثال: بين الذكاء اللفظي
$$\gamma = 1 - \gamma$$
 + الخطأ المعياري للمتوسط الحسابي متوسط مجموع مربع البواقي χ χ 10

أ .. الفرق بين الذكاء اللفظي والذكاء العملي

$$=\frac{\gamma}{\cdot, \wedge \circ} = \frac{\gamma}{\cdot, \vee \gamma} = \frac{\circ, \gamma \gamma - \vee, \gamma \gamma}{\gamma \times \frac{\circ, \xi \xi}{\backslash \circ}} =$$

. 4,40 =

$$YY,YY = \frac{Y,Y0}{\cdot,Y\cdot} =$$

قيمة «ت» بالجدول عند درجة حرية ٣٦ تساوي ٢,٠٢٠ عند مستوى ٥,٠٠٠ عند مستوى ,٠٠٠ عند مستوى وبند مستوى وبذلك يكون الفرق بين الذكاء اللفظي والذكاء العملي دال عند مستوى ٠,٠٠١.

ثالثاً: تحليل التباين

(١) ذو الثلاثة اتجاهات مع وجود قيمة واحدة بكل مربع (البارامتري)

Three-Way Analysis of Variance

رأينا في تحليل التباين ذو الاتجاهين أن الذكاء ينقسم إلى ثلاثة أنواع وأن المستوى الاجتماعي الاقتصادي ينقسم بدوره لثلاثة مستويات.

ولا يقتصر الأمر بالنسبة للمتغيرات المدروسة على ذلك بل يمكن أن يهدف الكشف عن دلالة الفرق على وجود أقسام أخرى في جدول النتائج كأن تشمل العينة بالنسبة للمثال السابق (*) في كل نوع من الذكاء على ذكور وإناث أو على ريف وحضر.

مثال:

طبق باحث ست وسائل من الوسائل التعليمية هي: المحاضرة، المناقشة، الأفلام، الخرائط، السبورة، البروجكتور، وذلك على أربع مجموعات من الطلاب بكليات الآداب والزراعة والتجارة والهندسة، وكل مجموعة من الأربع كانت تتعلم مادة من المواد تحت ظرفين من الظروف أحدهما فيه ثواب والآخر فيه عقاب. وكانت نتائجهم في تلك المادة التي يتعلمونها كما نص الجدول الآتي:

^(*) أنظر الشكل الثاني من تحليل النباين المزدوج.

_									, , , , , , , , , , , , , , , , , , , 	
9,71	۸ه	1/4	۲	٦	-t	- ŧ	~	*	عقاب	طلاب الهندسة
11,1V 1r,1V	227	YY		•	**	٦.	*	,a	ثواب	طلاب
۱۳,۱۷	ÞΛ	1.1	4	4	*	<u> </u>	~	6	مقاب	لتجارة
YT, 14	144	Yo		<	ه.	F.	~	*	ثواب	طلاب التجارة
۱۳,۸۲	۸۲	וז	4	~	~	-1	۰	۰	مقاب	طلاب الزراعة
70,14	101	79	*	241	4	<	0	A	شواب	طلاب
۹,٦٧	٠٧٠	1.4	3	٠.	4	7	4	*	مقاب	لآداب
77,77	1.41	40	*	-	<	4	**	ير	ثواب	طلاب الآداب
مجموع مربع القيم + ١	مجموع مربع القيم بالبعلول	مجموع المقيم	٦ - البروجكتور	ه - السيورة	<u>۽ - الخرائط</u>	٣ - الأفلام	٧ _ المناقشة	١ ـ المحاضرة	المظروف وسائل التعليم	الكليات

الخطوات:

$$= 7Y' + \lambda o + 10I + Y\lambda + PYI + PV + VYI + \lambda o = 1Y\lambda.$$

٧ ـ حساب مجموع المربعات الكلية .

$$\frac{\gamma \gamma \lambda \gamma}{\gamma \lambda} - \lambda \gamma \gamma = \frac{\gamma (\gamma \lambda \xi)}{\gamma \lambda} - \lambda \gamma \gamma = \frac{\gamma \gamma \lambda \gamma}{\lambda \xi}$$

$$170, 70 = 0.0, 77 - AT1 =$$

يتم تكوين جدول يشمل مجموع الثواب ومجموع العقاب في الكليات المختلفة بالنسبة لكل وسيلة من الوسائل التعليمية الستة على النحو الآتي: (فمثلاً الرقم ٢٢ يساوي مجموع الثواب في الأداب ٦ + الزراعة ٦ + التجارة ٤ + الهندسة ٦ = ٢٢) وهكذا الباقي.

المجموع	(٦) البروجكتور	(°) السبورة	1		(۲) المناقشة		الوسائل الظروف
1.4	15	۱۷	4.	14	14	77	۱ ـ ثواب (*)
٧٨	14	11	11	14	١٤	18	۲ _ عقاب (**)
١٨٤	77	۲۸	۳۱	۳۱	44	£*	المجموع

أ ـ يتم حساب المربعات بين الظروف.

مربع المجموع الكلي عدد الظروف (٢) عدد الظروف (٢)

$$=\frac{(7\cdot1)^{7}+(\Lambda Y)^{7}}{7\times\frac{3}{2}}-\frac{(3\Lambda f)^{4}}{7\times\frac{3}{2}\times7}=\frac{F\Psi Y I I+3\Lambda \cdot F}{3Y}-\frac{F\Phi \Lambda Y Y}{\Lambda 3}$$

$$17,77 = 4.0,77 - 41,77 = 4.0,77 - \frac{147.}{45} =$$

ب _ يتم حساب المربعات بين الوسائل.

^(*) حيث أن قيم الثواب بهذا الجدول أصلها في الجدول السابق فالقيمة ٢٧ هي مجموع قيم الثواب الموجودة في الصف الخاص بوسيلة المحاضرة لدى طلاب الكليات المختلفة كالآتي: ٦ + ٦ + ٤ + ٣ = ٢٧ وهكذا باقي قيم الثواب بالنسبة لباقي وسائل التعليم.

^(**) وبنفس الصورة من قيم الثواب يتم حساب قيم العقاب فالقيمة ١٨ حاصل جمع: \$+0+

$$= \frac{(\cdot \xi)^{\gamma} + (\lambda Y)^{\gamma} + (\gamma Y)^{\gamma} + (\lambda Y)^{\gamma} + (\gamma Y)^{\gamma} + (\gamma Y)^{\gamma}}{\Gamma + \gamma} - \frac{(\xi \lambda I)^{\gamma}}{\lambda \xi}$$

$$= \frac{(\cdot \xi)^{\gamma} + (\lambda Y)^{\gamma} + (\gamma Y)^{\gamma} + (\lambda Y)^{\gamma} + (\gamma Y)^{\gamma}}{\Lambda} - \frac{(\xi \lambda I)^{\gamma}}{\Lambda \xi}$$

. 10, $\xi Y = \vee \cdot 0$, $YY - \vee Y \cdot$, $\vee 0 = \vee \cdot 0$, $YY' - \frac{0 \vee 77}{2} =$

جـ يتم حساب مجموع المربعات الكلية .

مربع قيم كل من الظرفين _ مربع المجموع الكلي _ عدد الكليات - 8٨

+ $^{\tau}(11) + ^{\tau}(11) = -$

 $=\frac{\frac{1}{2}(1)}{2} - \frac{\frac{1}{2}(1)}{2} + \frac{\frac{1}{2}($

122 + 171 + 171 + 162 + 197 + 776 + 197 + 197 + 171 + 197 + 1

$$TA, TV = V \cdot 0, TT - V \cdot 1 = V \cdot 0, TT - \frac{Y \cdot 1}{1 \cdot 1} = \frac{TT \cdot 1}{1 \cdot 1}$$

د_مجموع مربعات تفاعل الوسائل × الظروف = ۲۸,۳۷ – (۱۵,٤۲) + ۲۲,۳۳ = ۲۸,۳۷ – ۲۸,۳۷ = ۲۹,۳۳

٩ ـ يتم عمل الجدول الآتي الممثل لمجموع الثواب على حدة ومجموع العقاب على حدة في كل كلية (أنظر المجموع في الجدول الأول)
 كالآتي:

المجموع	(٤) الهندسة	(٣) التجارة	(۲) الزراعة	(۱) الأداب	الظروف الكليات
1.7	YV	40	79	70	١ ـ الثواب
٧٨	1.4	۲۱	۲۱	۱۸	٢ ــ العقاب
144	٤٥	٤٦	٥٠	٤٣	المجموع

أ ـ يتم حساب مجموع المربعات بين طلاب الكليات .

$$\frac{{}^{\intercal}(1 \wedge \xi)}{\xi \wedge} - \frac{{}^{\intercal}(\xi \circ) + {}^{\intercal}(\xi \uparrow) + {}^{\intercal}(\circ \cdot) + {}^{\intercal}(\xi \Upsilon)}{1 \Upsilon} =$$

$$Y, Y = V \cdot 0, YY - V \cdot V, 0 \cdot = V \cdot 0, YY - \frac{\Lambda \xi q \cdot}{Y} =$$

ب ـ مجموع المربعات بين الظروف.

$$=\frac{(f\cdot f)^{2}+(\lambda Y)^{2}}{3Y}-\frac{(3\lambda f)^{2}}{\lambda 3}$$

$$= \vee \cdot \circ , \forall \psi - \underline{1 \vee \psi \cdot \cdot} = \underline{\psi \cdot \psi \cdot \circ \cdot} - \underline{1 \cdot \wedge \xi + 11 \vee \psi \cdot} = \underbrace{\psi \cdot \circ \cdot}_{\xi \lambda} = \underbrace{\psi \cdot \circ}_{\xi \lambda} = \underbrace{\psi \cdot \circ \cdot}_{\xi \lambda} = \underbrace{\psi \cdot \circ \cdot}_{\xi \lambda} = \underbrace{\psi \cdot \circ}_{\xi \lambda} = \underbrace{\psi \cdot$$

$$17,44 = 0.0,44 - 011,77 =$$

جــ مجموع المربعات الكلية.

$$= \frac{(07)^{7} + (47)^{7} + (47)^{7} + (47)^{7} + (47)^{7} + (47)^{7} + (47)^{7} + (47)^{7} + (47)^{7}}{2} = \frac{(47)^{7} + (47)^{7} +$$

$$-\frac{ry\xi + \xi\xi + \xi\xi + ry\xi + ry\xi + ry\delta + ry\delta + ry\delta - r \gamma - r \delta - r \delta$$

د ـ مجموع مربعات تفاعل الكليات × الظروف =

= مجموع المربعات الكلية _ (مجموع المربعات بين الكليات + مجموع المربعات بين الظروف)

$$1, YV = 1A, o \cdot - 19, TV = (17, YY + Y, 1V) - 19, TV =$$

١٠ يتم عمل الجدول الآتي والذي يشمل جمع الدرجات في كل من الظرفين في كل كلية معاً كالآتي :

المجموع	الهندسة	التجارة	الزراعة	الأداب	الكليات الوسائل
٤٠	١٠	٩	11	۱۰	١ ـ المحاضرة
47	۸	٣	1.	٧	٢ ـ المناقشة
٣١	٦	1+	4	٦	٣_الأفلام
۳۱ ا	٧	1.	٥	٩	٤ ـ الخرائط
44	٧	1.	٨	٣	ه ـ السبورة
44	٧	٤	\	٨	٦ ـ البروجكتور
١٨٤	£0.	٤٦	٥٠	٤٣	المجموع

$$=\frac{(3\lambda\xi)^{\tau}+(7\lambda)^{\tau}+(7\lambda)^{\tau}+(7\lambda)^{\tau}+(7\lambda)^{\tau}+(7\lambda)^{\tau}+(\xi^{\tau})}{\xi\times Y}=$$

$$= \vee \cdot \circ , \forall \forall -\frac{\forall \forall + \forall \lambda \xi + 4 \forall 1 + 4 \forall 1 + \forall \lambda \xi + 1 \forall \cdot \cdot \cdot}{\lambda} =$$

ب مجموع المربعات بين الكليات.

$$\forall \cdot \circ, \forall \forall -\frac{\tau(\xi \circ) + \tau(\xi \uparrow) + \tau(\circ \cdot) + \tau(\xi \uparrow')}{\forall \times \uparrow} =$$

$$\frac{+^{\tau}(\P) + ^{\tau}(1 \cdot) + ^{\tau$$

$$\frac{- \, \forall \, \xi \, \forall \, + \, \xi \, \cdot \, + \, \forall \, \forall \, q}{7} = \forall \, \cdot \, 0 \,, \forall \psi \, \underline{ \left[\, {}^{\tau}(\forall) \, + \,$$

$$7 \cdot , 7 \lor = \lor \cdot \circ , 4 \lor - \lor 7 \lor = \lor \cdot \circ , 4 \lor - \frac{10 \lor 7}{\lor} = \lor \cdot \circ , 4 \lor$$

د_مجموع مربعات تفاعل الوسائل × الكليات = ٦٠,٦٧ - (١٥,٤٢) + ٢,١٧) ٢,٦٧ - ٩٩,٩٢ = ٢٧,٩٢ 11 ـ فيما يلي جدول النتائج النهائية .

	د. الحرية ⁽⁴⁾	عِــ المربعات	
۲۱,۰۰	o = 1· - 7	1.0,27	١ ـ بين الوسائل
٠,٧٢	4 = 1 - £	۲,۱۷	٢ ـ بين الكليات
17,44	1 = 1 - Y	17,44	٣_بين الظروف
4,14	١٥	14,94	 ٤ ـ تفاعل الوسائل × الكليات
•	7 = 7 - 7 = 7 - 7 + 5	1,47	ه ـ تفاعلالكليات×الظروف
1,4%	۸-۴= ۵	7,47	٦ ـ تفاعل
٠,٥٥	١٥	۸,۳۹	٧ ـ البواقي
	٣٦	١٨٤	٨_المجموع

(حساب البواقي يتم بجمع من ١ .. ٦ في الجدول وطرح الناتج من ١٨٤

^(*) عدد درجة حرية الوسائل (عدد الوسائل - ۱)، درجة حرية الكليات (عدد الكليات - ۱)، درجة حرية الظروف (عدد الظروف - ۱)، درجة حرية الوسائل × الكليات (عدد صفوف الوسائل + عدد أعمدة الكليات + عدد أعمدة الظروف - ٣ = ٣ + ٤ + ٨ - ٣ (واحد للوسائل وواحد للكليات وواحد للظروف) = ١٨ - ٣ = ١٥)، درجة حرية الكليات × الظروف (عدد الكليات + عدد الظروف - ٣)، درجة حرية الوسائل × الظروف (عدد الوسائل + عدد الظروف - ٣).

الناتجة في الخطوة رقم ؛ بعد الجدول الأول).

$*$
 ۲۸ ، ۱۸ = $\frac{^{*}}{600}$ = $\frac{^{*}}{600}$ = 1

ع ـ «ف» تفاعل الوسائل × الكليات =
$$\frac{7.17}{0.00}$$
 = 77 , ه

$$Y, o = \frac{1.75}{0.00} = 1.00$$
 الظروف = $\frac{1.75}{0.00}$

الدلالة بالنسبة للوسائس: قيمة «ف» بالجدول عند درجتي حرية الوسائل (١٥،٥) تساوي ٢,٩ عند ٢,٠٠ عند ٤,٠٠ عند ١٠,٠٠ وبما أن قيمة «ف» الوسائل هي ٣٨,١٨ أكبر إذا الفرق دال عند ٢٠٠٠

الدلالة بالنسبة للكليات: قيمة «ف» بالجدول عند درجتي حرية الكليات (٣، ١٥) تساوي ٣, ٢٩ عند ٥,٤٢،٠٥ عند مستوى ١٠،٠١ . وبما أن قيمة «ف» للكليات هي ١,٣ فإن الفرق غير دال.

الدلالة بالنسبة للظروف: قيمة دف، بالجدول عند درجتي حرية الظروف (١،٥١) أقل من الناتجة وهي ٢٦,٦٦ إذاً الفرق دال عند ١٠،٠١.

الدلالة بالنسبة لتفاعل الوسائل × الكليات: الفرق دال عند ٠,٠١ لأن القيمة الناتجة وهي ٦٧,٥ أعلى من الموجودة بالجدول.

الدلالة بالنسبة لتفاعل الكليات × الظروف: الفرق غير دال لأن القيمة الناتجة وهي ٥٥ , ٠ أقل من الموجودة في الجدول.

الدلالة بالنسبة لتفاعل الوسائل × الظروف:

الفرق غير دال لأن القيمة الناتجة أقل من الموجودة بالجدول.

(Y)

تحليل التباين ذو الثلاثة اتجاهات مع وجود أكثر من قيمة في كل صف وعمود (البارامترى)

مثال:

أجرى باحث دراسة على مجموعتين من الأطفال الرضع أحدهما بالريف والأخرى بالحضر، وقد أرضعت كل مجموعة بأحد طرق الرضاعة الثلاث الآتية: عن طريق الثدي، عن طريق الزجاجة، عن طريق الثدي والزجاجة معاً، كما أن كل مجموعة من مجموعات الرضاعة انقسمت إلى ثلاث مجموعات عمرية هي: ٣ ثلاثة شهور، ٦ ستة شهور، ١٢ إثني عشر شهراً. فهل يختلف التآزر البصري الحركي لدى هؤلاء الأطفال الرضع حسب طريقة الرضاعة، وحسب عمر الطفل، وحسب بعد الريف الحضر، كما تتضح نتائج تلك الدراسة في الجدول الآتي:

	'ثنين	الرضاعةبالاثنين	نې	الرضاعسة بالزجاجة	المرض	ي	الرضاحة بالثلي	·	طريق الوضاعة
۳ شهور	١١ شهر	٦ شهور	۱۲ شهر	۲ شهور ۱۲ شهر	۲ شهور	۱۲ شهر	٦ شهور	۲۲ شهور	المريف - العمضر
4	~	7	~	~	~	3	4	,	
 -	<u>~</u>	4	•	4	4	0	4	0	•
~	•	4	4	*	4	4	4	7	(E)
0	. 4	۲	4	1	1	۲	۲	*	
۲		4	4	4	3	2 00	•	4	
	~	٦.	4	4	*	6	D	٥	, i.e. Y
	٦.	~	4	0	٦,	4	(٦	•
٦,	-4	Ţ	1	٤	۳	4	٤	*	

١ - يتم تكوين جدول من السابق يتضمن مجموع قيم الريف في كل
 عمر معاً ، و يتضمن كذلك مجموع قيم الحضر في كل عمر معاً أيضاً كما يلي :

ئنين	اعة من الا	الوضا	جاجة	عــة بالز	الرضا	دي	ساعة باك	الرظ	32/397
۱۲ شهر	٦شهور	۳شهور	۱۲شهر	۲شهور	۳شهور	۲ اشهر	۲شهور	۳ شهور	3 3
10	10	١.	۱۲	١.	٨	١٤	١,	18	۱ـريف
^	14	١٠	٩	۱٥	18	10	17	۱٥	۲ ـ حضر

٢ ـ يتم حساب مجموع المربعات الكلية.

مجموع المربعات الكلية = مربع العدد في كل صف (٨ صفوف × ٩ أعمدة) في الجدول الثاني مربع المجموع الكلي للقيم في الجدول الثاني ٨ صفوف × ٩ أعمدة

$$= [(3)^{7} + (7)^{7} + (3)^{7} + (7)^{7} + (7)^{7} + (7)^{7} + (3)^{7} + (3)^{7} + (7)^{7} +$$

$$= oPV - (3! + (1 + 3! + \lambda + (1 + 1! + 0! + 0! + 0! + 1! + 0! + 1!) - VY$$

$$\frac{1}{1+o(1+h+1+h+1+h+1)} = oPV - \frac{(777)^3}{1}$$

1 · £ , #Y = 79 , 7A - V90 =

٣ ـ مجموع المربعات بين المجموعات =

+ '(10) + '(10) + '(11

 $(10)^{1} + (10) + (10) + (10) + (10) + (10) + (10) + (10) + (10)$

. $\Upsilon\Upsilon$, $\cdot V = \Upsilon\P \cdot , \Upsilon\Lambda - V\Upsilon\Upsilon , Vo = \Upsilon\P \cdot , \Upsilon\Lambda - \frac{\Upsilon\Lambda \P \cdot I}{\$} = \frac{\Upsilon(\Upsilon\Upsilon\Upsilon)}{V\Upsilon}$

مجموع المربعات داخل المجموعات = ۳۲,۰۷ - ۳۲,۰۷ = ۳۲,۰۷. محموع المربعات داخل المجموعات = ۳۲,۰۷ - ۲۰۲,۲۵

٤ ـ ويوضح الجدول الآتي النتائج السابقة .

متوسط مجموع المربعات	د. الحرية	مجمسوع المربعات	التباين بين:
١٫٨٨	14 = 1 - 14	44, .4	١ ـ بين المجموعات
1,44	٤٥	٧٢,٢٥	٢ ـ داخل المجموعات(البواقي)
	۷۱۱	1+8,44	

يتم جمع العدد في كل طريقة من طرق الرضاعة بجميع الأعمار في
 كل من الريف والحضر كما يتبين بالجدول الأتى:

المجموع	الثـــدي والزجاجة معا	الزجاجة	الثدي	طريقة الرضاعة ريف ـ حضر
۱۰۸	٤٠	٣٠	٣٨	١۔ريف
110	۳۱	٣٨	٤٦	۲ ـ حضر
774	٧١	٦٨	٨٤	

٦ ـ مجموع المربعات الكلية =

$$(47)' + (41)' + (41)' + (41)' + (41)' - (41)'$$
 (41)' + (41)' + (41)' (41)' + (41)' (41)

$$1\xi, \forall \Upsilon = 79.7 \land - \forall \cdot 0, \xi 1 = 79.7 \land - \frac{\wedge \xi 70}{\forall Y} =$$

٨ ـ مجموع المربعات بين أساليب الرضاعة =

$$= 74 \cdot , 7A - \frac{(Y1) + (7A(+ (A\xi))}{Y\xi} =$$

$$=\frac{17Vr}{37}-\Lambda r$$
, $\sim Pr=$

٩ ـ مجموع مربعات تفاعل أساليب الرضاعة × الريف حضر = مجموع

المربعات الكلية - (مجموع المربعات بين الريف والحضر + مجموع المربعات بين أساليب الرضاعة) =

١٠ ـ يتم جمع العدد في كل فئة عمرية بالريف والحضر كما في الجدول التالى:

المجموع	۱۲ شهر	۲ شهور	۳ شهور	العمر ريف ـ حضر
1.4	٤١	40	44	رىف
110	44	££	44	حضر
777	٧٣	V4	٧١	المجموع

١١ ـ مجموع المربعات الكلية =

$$= 74 \cdot , 7 \wedge - \frac{('(T') + '(\xi\xi) + '(T') + '(\xi\xi) + '(T')) + '(T')}{17}$$

$$1 \cdot , YY = 79 \cdot , 7A - V \cdot \cdot , 91 = 79 \cdot , 7A - \frac{A \cdot 11}{17}$$

$$-\frac{1}{2}(27) + \frac{1}{2}(29) +$$

$$= 79.7 \times - \frac{17711}{72} = 79.7 \times$$

۱۳ ـ مجموع المربعات بين الريف والحضر = (نفس نتيجة الخطوة رقم ۷) = ۲۸۱٬۰۰۰

 $\lambda, 1 \cdot 9 = 7, 171 - 1 \cdot , 77^{\bullet} \cdot = (\cdot , 7 \wedge 1 + 1, \xi \xi \cdot)$

١٥ ـ يتم عمل الجدول الآتي أساليب الرضاعة والعمر من الجدول الثاني الذي تم تكوينه من الجدول الأول.

المجموع	الثـــديوالزجاجة	الزجاجة	الثدي	اساليب العمر الرضاعة
٧١	۲٠	**	44	۳ شهور
V9	44	70	77	۳ شهور
٧٣	74	۲۱	79	۱۲ شهر
777	٧١	٦٨	٨٤	المجموع

۱۹ _ مجموع المربعات الكلية = (۲۹) + (۲۱) + (۲۲) + (۲۲) + (۲۸) + (۲۲) + (۲۲) + (۲۲) + (۲۲) ۸ (علد الصفوف في الريف والحضر)

$$= 79.7 \times 10^{-10} = 79.7 \times 10^{-10}$$

١٧ ـ مجموع المربعات بين الأعمار = (نفس النتيجة في الخطوة رقم
 ١١ = ٤٤ = ١٠

١٨ ـ مجموع المربعات بين أساليب الرضاعة = (نفس النتيجة في الخطوة رقم ٨) = ٢٠٠٢.

-11,98 = 30,91 الأعمار × أساليب الرضاعة = 11,98 =

٢٠ ـ يتم من النتائج السابقة عمل جدول تحليل التباين الآتي:

	د . الحرية	مجمسوع المربعات	التباين بين:
۳,۰۱۰	۲=1- ۲	٦,٠٢	بين أساليب الرضاعة
٠,٦٨١	1=1-7	٠,٦٨١	بين الريف ـ الحضر
٠,٧٢٠	Y=1-4	1,88.	بين ألأعمار
٤,٠١٠	Y=1-W	۸٬۰۲	تفاعل أساليب الرضاعة × الريف حضر
1,001	Y=1-W	'	تفاعل الريف حضر × الأعمار
1,17.	£=Y-7	٤,٤٨٠	تفاعل الأعمار × أساليب الرضاعة
٠,٨٣٠	£=4-0	4,44	تفاعل أساليب الرضاعة × الريف
			حضر × الأعمار
١,٣٣	οŧ	٧٢,٢٥	البواقي
		1.8,87	المجموع الكلي

والبواقي التي في الجدول السابق هي نفسها البواقي التي في الجدول الموجود بالخطوة رقم 1. وقد استخرج تفاعل أساليب الرضاعة \times الريف حضر \times الأعمار بجمع مجموع المربعات من 1-7+1 البواقي وطرح الناتج من المجموع الكلي.

وبالكشف عن دلالة نسبة «ف» نجد أنها داللا فقط بالنسبة لما يلي:

1 _ تفاعل أساليب الرضاعة × الريف حضر.

٢ ـ تفاعل الريف حضر × الأعمار.

(a) حيث إن أساليب الرضاعة ٣ + الريف حضر ١ + الأعمار ٣ = ٧.

جداول قيم نسبة «ف»

3					كور	ان ات	ح . الب		<u> </u>					در چ در
3	17	7	-	-	4	>	,	•	4	٧	۳	•		ىب
+3+4 +3+1	741 7117	727 7 0 A Y	747 3 • • 3	741 7• 77	7 Y Y Y	474 47 <i>8</i> •	77t 2040			¥ 13	¥	171 14+3		
•,• •	1456) 14567	1401+ (401)	19584 1956	19.7A 19.7A	14577 14571	140E1	1 45PP 445PP	140P+ 140P+	1 % Y a 4 % Y a	1011	140++ 140+1	الداره الحدوم	٧	
,, ,,.1	44ر۸ ۱۹ر۲ ۲	747 7147	۸۷۸ ۲۴ر۲	۸٫۸۱ ۲۷٫۳۵	۸,41 ۲۷,٤٩	۸.۸.۸ ۲۲ ۷ ۲۲	454 E 7 Y54 Y	43+1 84548	4) T T/5/41	157A 11567	ه ه ر ۹ ۲۰۰۸ ۶	1 - 21 T	Т	
.,. a	11 کاره ۲۷ د ۱۵ ا	۱۴ره ۱۹ره	۹ ورد ۱ فرغ ۱	۱ ۱٤٫۲۷	ا در: ۱۱ مراد	73+4) 1839A	1 ارد 1 ارود	7,77 30,07	7544 1954A	350 Q 17 79	759.E 1660	7241 1727	4	
1,7-4	1,718 1,541	1,41	۱۰۷۱ ۱۰۲۰	در. ۱۰۷۸	۴۸ر) ۲۶ر۰۱	4 هر ه ۱۰،۱۴۰	1,60 1-,74	اه دره ۱۰۷۷	4 باره 14 تال	9281 18207	44ء 44ر11	1771 1771	•	
1,11 1,11	1, 7,*7	1,. Y Y, Y4	L , - 1 V , A V							1,Vi 4,VA			`	
1,14 1,11	750V 256Y	7,1·	7,77 7,77	7,7A 7,71	7,47 7,46	7,74 7,	7,44 7,14	7,4 Y	1518 A5Aa	43T#	1,71	9.09 07471	٧	ع المان
•,•0	7,5A 9,74	+,71 7,71	۲٫۴۱ ۸۷ ره	7,49 9,93	7,11 7,17	730. 1319	۲۰۴۲ ۲۰۹۲	7,75 7,77	75A E 754 E	2 y . V Vya 1	7.5c 4.7c 4.7c	474 11/11	•	7.
33	79·7	7,3+ 4,14	7,17 0,7%	791 A 0340	7,77 •,17	T,Y1 17(4	7,4Y	7,4A	7,37 3,67	7347 7344	4977 4977	0) T	•	
.;:	7,43 2,41	7,4 I 6,7A	7,4 Y 4,4 P	Tg+T £g4+	73. Y	7518 9571	7,YY 	7527 0,46	7, E A	7,71 7,00	1530 7507	177.1 177.1	١٠,	
;;;	1, V1 1,1 ·	7,67 1,67	7,A7 2,+2	759 · 1577	7,4 a 2,74	73 · 1 83AA	73 - 4 03 - 4	7,7+ 4,77	7,77 0,27	7504 3544	754A 754	1,44 1,70		
:;::	\$,24 4,17	7,Y7 1,Y1	7,Y7 4,T•	44¢ 17°¢3	Tyne (je)	8,97 8,70	7, 1, A Y	7,53 9,13	F3¥ 1	7589 259=	7,44 7,47	1.1V+	17	
·,· ·	7,3. T,33	1,47 6,+7	7,7Y 6,10	4,44 6,14	7,44 6,7 •	Yakt Latt	7,4T 727	7,07 5,47	7,1A 9,71	7,2 \ 0,Y&	7,2 · 7,4 ·	8374 8344	17	

جداول نسبة وف

ij					کیر	نيان ال	٠. د						جات ن	
Hr.KS:	8	• • •	***	100	٧.		1.	۴۰	78	ř	17	11	: د	ì
												780 1367		
هدر - ۱ -و-	19,00 19,00	1400. 1400.	19)61 19 <u>)</u> 69	145E4 140E4	19,68 19,69	1951X	14,614 14,684	143E3 4431Y	145E= 145E=	19021	1017	14367	٧	
231 9	4944 17917	Apat Tight	۸,01 ۲۹ ن ۱۸	A,+ 7 Y WYY	۸, ۰ ۷ ۲۱ <u>ۍ</u> ۲۷	4,04 T 1 ₂ ,T0	457+ 170E1	4,11 17001	8,71 1757	A377 17279	۹ و و د ۲ کیر۲ ۲	A, Y1 T1,AT	۳	
												* 54. Y		
1918 1911	€ 9₹ % % 9 × ¥	45TV 43+4	1,4 A	4,6+ 4,1%	8987 993 Y	65£1 457£	1)[7 1)[4	1,00 1,574	£,07 4,67	2,07 1,00	8,43 4,54	2,%2 4,97		
•,• (7,7 7 8867	7,7A	7574 1516	7,71 7,44	7,YT Y,•1	7,V+ V,+4	₹,٧٧ ∛ ,11	7,A1 7,TT	7,41 7,75	4,44 4,44	7,4 v	7547 7,4.	٦	
• 5• 6 • 5• 1	7,17 7,24	7,77 4,77	7,70 0,40	7,44 4,44	7,71 0,7A	7,77 4,40	7,71 •,1•	7,7A	7,61 1,09	7,11 1,44	7,14 7,77	7,6°T	٧	. النباين ا
., .,	7,47 7,47	7,54 1,44	7347 2347	¥,4A E,47	7,··	73·1 19·1	7,00 0,11	7,+A	7,11 0,74	7,14	7,4 ·	ν,*τ •,•1	٨	4.
15:1	7271 2371	1,41 1,81	7,Y7 2,77	4,41 2,11	1,77 1,10	۲ _۶ ۸۰ ۱ هر)	7,A1 1,41	1,47	7,4. 1, 7 7	7,44 1,4	1,4,4 2,44	7,-1	,	
•,••	75+1 7511	1,44 1,41	7,43 7,43	T,44 E,+1	5,51 1,11	1,7.E 1,11	7,77 6,17	4,V.	1,71	7,41 1,11	7,A1	1,07	١٠	
.,.,	7,6. 7,1.	7,4 \ 7,4 Y	Y, EY	¥,1 •	Y,1 V	Y,#1	Y,47 T,41	7,0% 7,%1	4521 4521	7,10 6,10	t,¥.	7,42	"	
[',' '	7,71	T,7A	Titl	7,17	{ 7,11	7,07	7,71	7,7.	7,41	4,41	17,17	1,74		
1,,,,	7,11 7,11	7,41 7,17	Y,Y:	7,77	7,7A	7,41 7,71	7,76 7,17	7,0/	Y,61	7,E1	7,0°	17,00	18	

مستويات الدلالة الإحصائية للنسبة الفائية

ئي ئ					کیر	ئېاين ال	۶ .	٠. ٠						در -
8	17	11	١.		۸	٧		•	4	-	*		ية د	مر نية
	7.04 7.04	7 04 7 5 AL Y	۰ ۱ ر ۲ ۱ ا د ۲	۹٦, ۲ ۲ د ا	۰ ۷۰ ۲ ۱ ار ا	Y YC Y 2 JY A	Y JA e E JE Z	7.547 1.574	T,11	7,72 0,07	7, Yi +, = 1	6,2 - A,A2	16	
ه در ۱ ۱ در د	4367 4567	1 oc 1	ه در ۲ ۱۹۰۰ ک	۹ مر ۲ ۲ ۸ ر ۳	1 J. 1	۰ ۷ر ۲ ۱ اد ۱	۷۷ ر ۲ ۲۴ر ۶	۱۶۹۲ ۱۹۷۶	7,•1 1,81	T, Y4	7,7A 7,77	2,+2 2,7.8	1.0	
		91c 7 67c 7											17	
ه در . ۱ در .	47c7 +3c7	7 JE 7 7 DE 7	ه ادر ۲ ۹ مر ۲	* 44.7 456.7	ه مر ج ۲۷۹ر ۲	T 15 T T34 T	۰۷۰ ۲ ۱۰رو	۸ ۸ر ۲ ۴۵ر غ	۲٫۹٦ ۲۶ς ۱	4,4. 414.	7544 3513	ijie Agir	1 7	
٠,٠٠	4 JC Y	7 75 Y 83c 7	1 1c 7 1 •c 7	7 JE7	1 oc 1 1 Vc 7	7 JO A 7 JA C	7 77 7 8 94 8	49c7 • Tc1	۱۵۲ ۲ ۸مر ۲	4)13 4)14	75+6 75+1	2527 A57A	14	
۰ .ر . ۱ در ۱	7.77 t	7 .AE 7	7.7X 7.267	4 76 A	۲ عاد ۲ ۲ عاد ۲	4 .44 44. 7	7 /1 Y 3 /1 Y	۲۰۲۱ ۱۷ ار ا	۲ ۸۰ ۲ در د	7217 0307	F3+1	8,47A 8,23A	19	, · 2
ه در ۱ ۱ در ۱	47c Y 73c Y	2 Tr. V	7 7 7 7 7 7	۰ اد ۲ ۱۰ م	ه ار ۲ ۲ مر ۲	4 ac 4 7 4 7	7 JA 7 JA 7	۱۷۱ . ۱۶ تا	۸۷ر ۲ ۲۶ز ۲	7,1. 1,11	7,14 •,4•	tyte Apli	٧-	let si
ه در ۱ ۱ در ۱	#¥•	47. Y 99. Y	7727 1727	۲۳۷ ۱۶۲۶	7 JE 7 1 PC 7	7 JEN 7 JNO	7 . 4 Y 6 A L T	7 . 7 A	\$ 44. T	73. Y 23.44	7 \$ c7 4 Y c*	1,47 1,47	71	J.
1	7.7¥¥ 14.47	77L 7	74.7 774.7	7 JT 0	Y JE •	۱۹ر ۲ ۱۹ر ۲	4 مود با 4 مود با	7 J\\ 7 J\\	۲۸۱ ۲ ۲۹ر ۶	1,+4 1,AY	7;tt 4;¥t	1,20 7,41	17	
,,,,	7.7 7.0 7.0 7.0	14 C T	4 7 4 4 1 7 4 7	7 .77 7 .70	7 J4 1	ه ادر ۲ ۱۰۹ ۲	7 00 T 1 Y L T	17.7	۰۸ر ۲ ۲۳ر و	7,•7 1,¥1	7,17 0,77	2,4A	**	
10,000	7.36.7 7.46.7	7 2 5 7	7 7 7 Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y Y	7 J 7 •	7 JT7	۱۹د ۲ ۱۵۰ ۲	7 oc 1 7 7 7 8 F., 7	7 27 Y	۸۷ر ۲ ۲۲ر ا	4,41	7,1. 1,11	8,17 7,47	v e	
ا در ۱ ۱ در ۱	Y 20.0	7 7	1 7 7 11 7	47C Y	17.7 17.7	۱۹ر ۲۰ ۱۹ر ۲	11ر تا 11ز تا	۰ ۲ږ ۲ ۲ مد ۲	44C1 4AC2	7,44 AF¢\$	7,71 0,01	2,7 E 7,7 Y	7.0	
	7.14.7	7 J L T 1 T J C T	۲۷٫ ۲ ۹۰, ۲	7 7 7 Y	7 77 7 7 7 7	7)F4	۱)(۲) اعر۳)	7 20 7 1 AL T	7)YI	1,42 6,11	7,71 2,41	1,71	71	

مستويات الدلالة الإحصائية للنسبة الفائية

į	L				کیر	ئياين الــ	ه . د	د ـ :						درجا
7.	∞	• • •	1	1	٧.	••	۱.	۲.	r t	r.	11	14	1	<u>ئ</u> ت
·,·;	7,18 7,11	7,11 7,17	1,17 7,17	7,14 7,11	7,7 1 7,1 2	7574 7771	1,14 1,11	7,71 7,71	7,80 7,67	7,7% 7,03	7,1 f. 7,7 Y	۲,£A ۲,۲۰	11	
.,. a	Y,. Y Y, A Y	γ,· Λ Υ,Λ4	791 • 7947	7,17 7,17	7,10 7,10	T,1A T,+Y	7,83 7,67	1,10 7,10	t,t% T,Y%	8,88 8,88	7,74 7,84	7,67 7,07	١.	
	¥,+ 1 ¥, Y 4													
	1347 737 e										7,74 7,7 Y			
	1317 7347												18	
*5**	1,44 7,64	1.4. 7,0	15 ³ 8.31 75 • 8	3,4 E 7,74	1,47 7,78	۲,۰۰ ۲,۷۰	7,• 7 7, • 7	7,• Y 7,A4	T,1 % T,4 Y	1,1 e 7,1 e	Y, Y 1 Y, 1 Y	7,77 7,17	14	٠, ٦
	12A E 71 E Y												₹•	. E
	1,A1 7,47												۲۱	Į,
	1,4A 1,51												7 7	
130 e 131 l	1,71 7,77	1,44 1,14	1, V4 7,7 Y	1 , AY 7, TY	1 , A E 7 , E 1	1,44 1,14	1,41 7,07	123	τ,·· τ, γ·	Y,; \$	7, 1 e 7, 2 q	7,14	**	
	1,¥T 7,71												74	
	1,41 7,14												٠.	
1,11	1979 7917	194.	19¥¥ 1914	1,47 7,70	194A T9TA	19A7 19Y1	13A+ T9E1	1,4 .	3,40 Y,44	1344 7333	73. e 73. Y	۱,۱۰ ۲۸ _۱ ۲	**	

مستويات الدلالة الإحصائية للنسبة الفائية

å					عبر	لياين ال	٠٤		·	-	•		ي ا ت ي	
15 15	17	11	1		*	٧	•	•		٠	7	-	٠,	
	7 / 17 7 / 17												77	
ه ۱ر ۱ ۱ ار ۱	۲ از ۲ ۱۰ز ۲	۰۱, ۲ ۰۹, ۲	14ر7 ۲۰۲۲	13ر7 11ز7	7)	۲۰۴۱ ۲۰۲۱	7.18 L 7.07	۲ در ۲ ۲۷۲ ۲	۷ ۷۷ ۲ ۷ مر ا	۰۶ز ۲ ۲ هز ۱	۶۳٤ + غر ډ	۰ ۲ر ۱ ۱۲ز ۷	TA	
ه ۱ز ۱ ۲۰ر۰	۸۷۳ ۱ ۱۰ ۲	4 ار ۲ ۲ ار ۲	۲۱۲ ۲ ۲۰۰۰	۲ ۲۲ ۲ ۸ در ۲	۲ ۲ ۲ ۲ ۲ د ۲	۲۰۲۰ ۲۶۲	7.jET 7.je+	3 o t 7 y y y 7 y y y	۲ ۵۷ ۰ ۲ ۰ د ۲	۲۵۲ ۱۵۲	۳۳, ۳ ۲۶ز ه	4 JYA 7 J7 V	74	
ه در ، ۱ در ،	۹ ۰ر ۲ ۱۸ر ۲	7 /1 T	۲۱۷ ۲ ۲۸۸ ۲	۲۱ر ۲ ۲۰ز۲	۲ ۶۲ ۲ ۲ ۱ د ۲	17ز ۲ 17ر ۲	۲ ¢ ۲ ۲ ¢ ۲	۲۰۵ ۲ ۲۰۷ ۲	۶۹ر ۲ ۲۰ د د	۴۶ز۲ ۱۵را	۲%; ۲ ۲۹ر د	۲ ار غ ۲ • ز ۲	۳.	
، بر ، ۱ بر ،	7 Y	7 .1 . 7 .4 .7	۶ ار ۲ ۵ ار ۲	14 اور 1 1 اور 1	• 127 • 107	۳۷ر ۲ ۳۷ر ۳	۰ او ۲ ۲ او ۳	1 ol 4 7 7 c 7	7_7 ¥ 7 24 ¥	۰ ور ۲ ۱ غر غ	۰ ۴۰ و ۲ ۱۲۶ و	۱۹ در د ۲٫۵۰	77	
، بر ، ۱ •ر •	ه در ۲ ۷۲ر ۲	۱ -ر ۲ ۱ اگر ۲	7 (c } 8 Ac 7	۱۹ د ۲ ۱۹ د ۲	۲ ۲ ۲ ۲ ۸ - د ۲	۲ ۲۰ ۲ ۲ ۲۰ ۳	7 77 A 7 77 C	7 36 4 7 32 7	ه (تر ۲ ۲۶ز ۲	4 AC 7 7 Bc 7	۸ يار ۲ ۲۹ر ه	۱۲ز ۱ ۱۹ د ۲	71	3
، بر ، ۱ •ر ،	۲۰c ۲ ۲۷c ۲	۰۰ ۲ ۲۰۷۲ ۲	۱ از ۲ ۲۸ر۲	ه ۱ز ۲ ۱۹ د ۲	۲ ۲ ر ۲ ۱ ۰ د ۲	7 ST	۲۷. ۲۵۴۵	4 £ ۲ 4 هر ۲	7 7 T 7 A C	۶ هز ۲ ۸ ۳ د ع	۶ ټار ۲ ۵ ۲ د ۰	6 31 1 7 7 7 4	73	. P. 140
، در . ا در ،	7 J. 1	، در ۲ ۲۰۷۰ ک	7 J. 9	1 1 c T	۲ در ۲ ۲ • ز ۳	۲۰۷۰) ۱۱ د ۲	7 JP 0	۲ ار ۲ 1 مر ۲	7 74 7 7 Ac 7	7 A. 7 2 7 C 1	* 44. 7 1 ¥į. •	۰۱ر ۶ ۲۰۷۰	7,	4
 	1 2 J7	۰ د ۲ ۲۷ ۲۷	۲۰۰۲ ۱۸۰۲ ۲	11c 7 14c 7 14c 7	د در ۲ ۲۵ ت	۲ ر ۲ ۲ز ۳	۱۳ر ۲ ۲۲ز ۲	1 DC 7	1 P. 7	7 3A.6 1 7C 1	7 7 7 7 7 7 6 1	بر د د ۲ کر ۲		
. 3.	12.7	۰ر ۱ <mark>۲۰</mark> ۷۷ ۲ کا	۰ در ۲ ۲ کر ۲	۱۲ ر ۲ ۱۸ ر ۲	12.7	۲ر ۲ ۲ از ۲ ۲	۳۰ ۲ تا ۲۰ ۲ تا	۱۹۲ ۲ ۱۹۲ ۲	• در ۲ • مز ۲	7 AL 7	17 JY 1	۱۰ ز و ۲۷ ز	127	
, y. ;;	, , , , ,	۰ر ۲ ۲ر تا۲	۰ر ۲ ۷ر ۲	۱ر ۲ ۸ر ۲	۱۱ ر ۲ . ۱۹ د ۲ غ	۲ر ۲ در ۲	7, 1 7, 1 7, 1	1 7 JE ¹	۱۹ر۲ ۲۷۵ تا	۱ هر ۲ م ۲۰ د ۱	؛ ۲ر ۲) ۱۱ز ۱	۱ و را ۱ کر ۲		
٠, . در .		,, 	۰٫۲ ۷ز۲۲:	در تا <u>ه</u> مر تا تا	16.7 10.7 10.7	* 7. 7. *C 1. 1	7	1, T 1, T 1, T	ر ۲ ۲۰۳	쓳	1 T J T .	٠٤)٠ ۲٤ ۲	1	
ر . ن .	۶د ۱۱م. در ۱۲	7). A 12. 14.	4 7 3. 4 7 3%	۰ر ۲ ۲ ۸ر ۲ ۱	۱ر ۲ م ۲ز ۲ ۰	۲ز ۲ ع •ر ۲ •	7. 7 1 7. 7	غز را . غر ۲ •	ەر تار «ر تار	4(7)r 7c 14	۱ز ۲ • •ر • ۲	بر با به در ۲ م	1 4	

مستويات الدلالة الإحصائية للنسبة الفائية

į	د . ح . الباين السكيم						بات ر	در . حر						
23.48	8	•••	٧	1	٧.	5 4	2	7.	tt	g -	13	14	ľ	بن
ه در ه ۱ در ه	۶۶۲ ا ۱۰ د ۲	۸\$ر ۱ ۲ ډر ۲	۷۱ر ۱ ۱۲ر ۲	44ر1 170	۷۹ر ۱ ۲۰ _{۱۰} ۲	۰۸ <i>۱</i> ۲۶۲۲	1 JAC 1 JE A	1 JAAC 1	1 J44 7 J4 4	1 25Y	۴۰ز ۲ ۲۷ز ۲	۸۰۲ ۲۸۲ ۲	77	
	4 /												۲A	
	1 JUE 7 JUY												74	
ه در ه ۱ در ۱	۲۶ر ۱ ۱ مر ۲	14ر ا ۲مر ۲	۱۶۲ ۲۰۷۷	1 J24 7 J17	۲۷۲ ۱۱ر۲	۲۷٫۱ ۱۲۲۶	1 ,¥4. Y ,#4	3 AL [774	۸۸ر ۱ ۷ غار ۲	۱۹۲۳ ۱۹۵۰ ۲	۱ ۱ ۱ ۱ ۲ ۲ ۲ ر ۲	۱۰ر ۲ ۲۷ز ۲	۲.	
ه در ه ۱ در ۱	۹ مر ۱ ۱ کار ۱	۱۵ر (۸۸ر () الأور ا ٢ اس ع	7 72 Y A 14. T	1,559 111,7	۱۷c ۱ ۲۰ر۲	1,47 7,70	1 JL 1 1 TL 7	7 AC 7 73c 7	1.761 1.761	1,4.Y	7 °C 7 7 °V 7	¥۲	
	1 Ja V 1 Ja I												T1	:
	, , a e V Aq X												77	ع ، افباين
	۳ مر ۱ ۱ ۸۵ ا													i lai
	1 pe 1 1 Ac 1												4.	
	۹۵ر ۱ ۷۸ر ۲												e Y	
	1 ,4 A 1 ,4 4												# f	
	۱ هر ۱ ۲ کر ۱												ŧ٧	
	ه څر (۲۰ پ												L A	

مستويات الدلالة الإحصائية للنسبة الفائية

4	د . ح . اثنیاین السکیر												· - `	در -
17.C	17	11	1.	١	٨	٧	1	•	*	۴	۲	١	ند	ر ب
• 3• 6 • 3• 1	1 24 0 7 20 7	4 PC 1 7 PC 7	7 . c 7 7 . V c 7	۷ . ر ۸۷د	7 1C Y AAC T	Y 17 + Y 15 + Y	F3F4 F364	Total Total	7 34 7 7 34 7	4244 424	7.14 7.14 7.14	4.e.s 4.e.s	÷	
ه در ه ۱ در ه	7 PC 1	1 34 Y	7 20 0 7 27 7	ه در ۱ ۲۰۲۹	1117 • At 7	4 / L F A PL Y	7 7 Y Y 4 I L T	7767 7767	1 = c Y 7 = A	7 . Y A 7 . T L B	۷ او ۲ ۱ مو ۵	7'14 714	••	
٠,٠,٠	1 24 Y	1 J4 0 7 ot 7	7 PAL 1	3 •1; 7 Y C	7 J 1 + 7 J 1 T	7 / L Y 4 / L T	438+ 7164	7 oc 7 3 7 c 7	Y 20 Y Y 27 0	7 .V. 7 7 1 L 3	+1e 7 APc 3	۰۰ز غ ۸۰ر۲	٦.	
	1 J4 • 1 J4 •	1 29 E 2 O C Y	7 A PC 1 7 A PC 1	۲ در : ۲ ور :	۸ • و ۲ ۹۷ و ۲	4 7/ 4	7.57 B	7.389 1.381	7 JO 1 7 JV 7	• Ye Y • I t. P	7.116 1.114	7,49 YJ+2	,,	
	1 JA4 1 JE 1	1 29 Y 1 00 Y	1 24 V T	1 1° 1	4 7 4 4 4 3 5 4	1211 1211	7 .7 Y Y .c Y	7.17e	7 24 1 7 23 1	1 AC T 4 - C J	TJ17 E 29 T	4.PLY 1 •cY	۷.	
	1 JAA 1 PL Y	1 J4 1 7 JE A	1 24 0 1	1 JA 4 1 JA 2	7 J+ 4 7 IY1	7 <i>1</i> c 7 7 Ac 7	7 24 L 7 24 B	7 27 T 7 27 P	7 5 £ A E 50 Z	۲۷۲۲ ۶ در ۶	7 J N N 2 J N N	7357 7357	۸٠	-
	۰ ۸د ۱ ۲۳۲	1 AA 1 7 3 C T	1 25 T	77Y 7947	7 J + F 7 J 7 9	* 1 L Y Y A L Y	7 / 1 9 7 / 2 9	7 98 F	7567 7567	7.Y.	* • • * * 4 • \$	7.74.2 7.74.2	,	- F-17
l	ļ <u></u>	l <u>.</u>	1 24 1 1 26 Y		ļ	ļ i	Į, .			7 .74	r v	7 .4 7		<u>.</u>
		٠ ٨٠ ١	1 JA 4 1 1 J 4 2 1	ع ۹ د ۱	۰ . و ۲	۲ ,. ۲	7,17	7 7 7 7	Y 54 F	Y 27. Y	۲.e. ۲	2341		
	۰ ۸ر ۱ ۸۲ر ۲	7 AC 1	1 JA V	1 J4 7 7 J4 •	129A 1294	* • • • 7 ** • • • *	\$16.7 • 86.7	7 257 7 21 1	7 JE 1 7 JE 1	7 . A A . T	ا 4 • د ۳ 1 لاد تا	1 A& T 1 Y & F	۲۰۰	
l	J	l	1 JA 0		I	ļ .				7 .5 7	w v	7 14 1	1	
، .ر .[.lv.	۱	3 AC 1 2 TC 1	1 38 4	وور ا	۲ ۲	1771.	7 7 7 7	A767	7.5%	٠ ٠٠ ٢	٠٨٠	l	
، بر . دوره	۷۹ر ۱ ۱۹۰۲ کا ۱	۷۰ر ۱ ۲۰۲۱	73A7 77C7	1 JA 1 1 Ja 7	1 24 C 1 0 C T	7 J. 1 7 J. 1	7 J. 9 7 JA. 7	1 14 1 7 14 7	7 35 Y	4 74 4	7 29 9 2 27 •	14,7 17,7	65	

مستويات الدلالة الإحصائية للنسبة الفائية

1,	د . ح . التباين السكود													
7	14	11	11	4	٨	٧	Α.	•	4	۲	7	1	بر د د	
	1 34 4 1 4 7	1 35 K T 37 Y	7 J+ 7	***** ****	7	7.37.4 7.36.7	7747 778	T 38 + T 36 1	7 oc 7 7¥4	7.44 • 71. 3	1 1 A T	414.3 414.7	••	
	1 99 T	1 J4 V 7 B t 7	7 J 7 J.7.7	7 J • #	1 1c7 • Ac 7	T J S A T J S A	4 J Y Y 4 I C T	۸۲۵ ۲ ۲۳۵ ۲	8 0C T AFC T	47e 7 71c 3	7 J1 Y	t 217 4217	••	
ه دو ه ۱ دو د	2 29 Y 2 3 4 Y	1 29 e 7 a e 7	1 JA4 1 T J T T	7.3· E 7.27	۰ ۱ د ۲ ۲ ۸ و ۲	7 /1 C T 4 P C T	* 7¢ 7 * 1¢ 7	7 .	7 oc 7 o 7c T	7 JY 7 7 I C 3	* / L T A PL 3	ه در غ ۸ در ۲	٦.	
ه .و .	۱ ، ۹ د ۱	1346	۸۶ د د	7 1.7	۸ • و ۲	7 1 4	7 . 7 1	7.77	7 Je 1 7 JE 7	* **	T .11 1	7.44	7.0	
! اه در د	1244	۱۹۳۳	1 74 7	۲ • د ۲	۷ •و ۲	T+12	7,277	4767	4 pe 4 4 Fe 7	1 AL 7	T 3	4 PL Y	۷.	
. ,	1 JAA	1 29 1	1 240	1 24 4	و د و ۲	ኛ ቃ ነ ፕ <u>ነ</u>	7 JY 1	774	2067 4367	774	7.31.1	T 297	۸.	
	l	l			 		v 4	٧.٧.	7.167 7.167	٧,٧٠	7 9	7 .4 4		2 FF4
. ",	۲۸۴ ا	1.24.5	1.75	١ ٩٠	۲ ۲	7 J+ A	7 1 4	7.279	ع بار ۲ ۲ باد ۲	4567	۲ Y	7.47		7
. ,	1 24 1	٠ ٨٠ ١	14	1,11	مولا	۷ . ر ۲	T = 3.7	7,77	4 78 A 4 78 A	Y 27. Y	۲ .و ۲	T.A.1	, .	
l	ļ		ال ا		 .	v	4		4 36 <i>1</i>	Y 23 4	- 1	7 44 1	۲۰.	ı
.,	۸۷۰ ا	۱ ۸د ۱	٠٨٠	٠,٠,٠	1347	7347	۲ <i>۱</i> ۲۲	7 27 7	T 2F 4 Y 2F 4	7,71,7	T or T	7 AL 7		
. ,		١.,.	1	1	١.٨٠	 7	731.	,,,,,	7.77	¥ <i>3</i> 7.1	۰ .و ۲	T 38.0		
.,.,	٠,٧٠	1.249	AT	۸ ۸د ۱	1.54	7 20 1	Y J • 4	1,551	7.77.1 7.27.4	737.	7.54	7 A E		
	7 91 1	7 74 1	ז זע ז	7 24 7	1 ** 1	7 27 4	٠٨٠	7.0.2	7.77	7,47	1, 2,	1,711		

استخراج قيمة «ف» من الجدول:

ويمكن استخراج قيمة «ف» من الجدول الخاص بذلك على النحو الأتى:

أ ـ نبحث عن درجة حرية التباين الكبير في المكان الخاص بذلك في الجدول (١ - ٥٠٠) أي في الأعمدة.

ب ـ نبحث عن درجة حرية التباين الصغير في المكان الخاص بذلك في الجدول (الجدول) (١ - ٢٤) أي في الصفوف.

جــ نبحث عن الخلية التي تتلاقى عندها كل من درجة حرية التباين الكبير ودرجة حرية التباين الصغير ونجد أن بهذه الخلية درجتان العليا وتمثل قيمة «ف» عند مستوى ٥٠,٠٥ والسفلى وتمثل قيمة «ف» عند مستوى ٠٠,٠٠.

هـــوفي مثالنا السابق نجد أن الخلية التي تلتقي عندها درجة حرية التباين الكبير وهي ٩ هي الخلية التي التباين الكبير وهي ٩ هي الخلية التي تصل فيها قيمة «ف» عند مستوى ٠٠،٠٥ وعند مستوى ٤٠,٠٠ . ٨٠٠٢

أمثلة وتمارين محلولة

١ ـ أحسب هل هناك فرقاً له دلالة إحصائية بين المجموعات الأربع
 الأتية .

د	-	ب	i
٣	*	•	٥
٣	*	٣	٥
٣	۲	٧	٨

٢ ـ طبق باحث استبياناً للاتجاهات على ثلاث مجموعات من الطلبة
 في كليات مختلفة فكانت درجاتهم كما يلي أحسب هل هناك فرق دال في
 اتجاهاتهم .

جہ	ب	†
Y	£	٧
4	٦	1.
٣	V	1.
٧	4	11
٦	4	١٢

حل التمرين الأول

İ	ب	ج	د
٥	٥	*	٣
0	*	*	٣
٨	٧	*	۳
بجـ = ۱۸	10	7	4
م = ٦	٥	4	٣

4.
$$319 = \frac{7+0+7+7}{3} = 71 = 3$$

١ ـ حساب مجموع مربع انحراف القيم عن المتوسط العام (التباين العام)

۲ - حساب مجموع مربع انحراف متوسطات المجموعات عن المتوسط العام × ن (أي حساب التباين الكبير بين المجموعات) = π (+ ۲) + π (+ 1) + π (- 1) + π (

٣ ـ حساب مجموع مربع انحراف قيم كل مجموعة عن متوسطها (أي حساب التباين الصغير داخل المجموعات) = $[(-1)^{7} + ($

= [١ + ١ + ٤] + [صفر + ٤ + ٤] + [صفر + صفر + صفر] [صفر + صفر].

٤ ـ حساب درجات الحرية:

أ_حساب درجة التباين الكبير بين المجموعات = عدد المجموعات - T = 1 - 2 = 1

جـ درجات الحرية الكلية = عن القيم - ١ = ١٢ - ١ = ١١.

ه ـ ويتم حساب قيمة وف، كما يلي:

اً ـ التباين الكبير (بين المجموعات) = $\frac{\mathbf{r}}{\mathbf{v}}$ = ۱۰

ب ـ التباين الصغير (داخل المجموعات) = $\frac{12}{\Lambda}$ = 0, ٧٥

 e_{1} , $\sqrt{\frac{1}{1}}$ = «نسبة ف

الدلالة: بالكشف عن قيمة «نسبة ف، في الجدول السابق في العمود

الثالث أي عند درجة حرية التباين الكبير ٣ وفي الصف الثامن أي عند درجة التباين الصغير ٨ نجد أن الخلية التي تلتقي عندها هاتين الدرجتين من درجات الحرية هي الخلية التي يكون مستوى ٥٠,٠ عندها مساوياً ٧٤ والتي يكون مستوى ١٠,٠ عندها مساوياً ٥٤,٠٠ وعلى هذا الأساس نجد أن «نسبة ف» في مثالنا هذا لها دلالة عند ٥٠,٠ لأنها أن من تلك القيمة الموجودة في الجدول وهي ٨٠,٤ وليس لها دلالة عند ١٠,٠ لأنها أقل من القيمة الموجودة في الجدول عندها ويه ٥,٠٨.

	تمرين الثاني	حل الا
<u>ج</u>	ب	†
4	٤	٧
Y	7	1.
٣	٧	1.
٧	4	11
٦	9	14
۲.	40	عجد ٥٠
	4	1 =lo

a : $\frac{1}{7} = \frac{1}{7} + \frac{1}{7} =

۱ حساب مجموع مربع انحراف القيم من المتوسط العلم (التباين العام).

$$= [(صفر)' + (+ \%)' + (\%)' + (3)' + (9)'])] + [- \%)' + (-1)$$

٤ ـ حساب درجة الجدية كما يلى:

أ-حساب درجة حرية التباين الكبير بين المجموعات = ٣ - ١ = ٢.

جــ حساب درجة الحرية الكلية = ١٥ - ١ = ١٤.

٥ ـ حساب قيمة «نسبة ف» كما يلى:

أ ـ حساب التباين الكبير = ٢٠ = ١٥

 $4,0 = \frac{61}{17} = 0.3$ ب - حساب التباين الصغير

حــ قيمة حساب نسبة ف = 3 ، 6 = 1 ،

٦ حساب الدلالة = بالكشف في جدول قيم «ت» نجد أن قيمة «ت»
 المستخرجة من المثال لها دلالة عند مستوى ٠٠,٠١

خامساً المقارنة الزوجية بين المتوسطات في تحليل التباين

قدم توكي Tukey اختباراً سماه Hsd واختصاراً لـ: Hsd واختصاراً لـ: Hsd وذلك للمقارنة بين كل متوسطين وللكشف عن الدلالة بينهما. ويكون الفرق دالاً بين المتوسطين إذا كان الفرق بين المتوسطين مساوياً أو يزيد عن قيمة Hsd والتي تحسب عن طريق المعادلة الآتية:

الخطأ المعياري للفرق بين المتوسطات من خلال النباين داخل المجموعات أو:

حيث ق = العدد في أحد المجموعات.

١ - في المثال الأخير السابق حله (التمرين الثاني) كانت قيمة التباين داخل المجموعات (التباين الصغير) ٥, ٤ والعدد في كل مجموعة ٥. وبذلك تكون قيمة:

$$\forall, \cdot, \cdot = \underbrace{t, \cdot o} = \underbrace{\underbrace{\forall \cdot, \forall o}_{o}} = \underbrace{\underbrace{\forall (t, o)}_{o}} = HSD$$

" ٢ - في المثال السابق (التمرين الثاني ضمن الأمثلة والتمارين المحلولة) درجة حرية التباين الصغير = ١٢. نقوم بالبحث في جداول دلالة اختبار «ت» المقابلة لدرجة حرية ١٢ عند مستوى ٢,٠١، وهي تساوي في هذا المثال ٢,١٢ عند ٢,٩٢٠ عند ٢,٩٢٠ عند ٢,٠٠٠

٣ ـ نقوم بعد ذلك بضرب قيمة Hsd (٢,٠١) السابقة في كل قيمة من
 قيم «ت» السابقة عند مستويات الدلالة الثلاثة وهي:

آ ـ ضرب قیمهٔ Hsd في قیمهٔ وت و عند ۲,۱۱ = ۲,۱۲ × ۲,۰۱ = $8, 771 = 7,17 \times 7,0$ = $8,071 \times 7,01 = 1,00$ في قیمهٔ وت و عند $8,071 \times 7,01 = 1,00$

٤ ـ نقوم بعد ذلك بحساب الفروق بين المتوسطات الثلاثة وهي :

أ ـ الفرق بين متوسط المجموعة أ والمجموعة ب = ١٠ - ٧ = ٣.

ب _ الفرق بين متوسط المجموعة أ والمجموعة جـ = ١٠ - ٤ = ٦.

جــ الفرق بين متوسط المجموعة ب والمجموعة جـ = ٧ - ٤ = ٣.

ه ـ بالنظر للفروق بين المتوسطات في (٤) وبالنظر لضرب قيمة
 Hsd في كل قيمة من قيم «ت» في (٣) تجدأن الفرق بين المتوسط في
 المجموعة أ والمجموعة جـ يساوي ٦ وهو أكبر من قيمة ضرب Hsd في قيمة
 «ت» عند مستويين للدلالة ٥٠٠،٠١ .٠٠

ج هناك فرق دال عند مستوى ۰,۰۱ بين متوسط أ ومتوسط جـ Runyon. fundamentals of hebavioral statistics, second : عن)

(édition, addison Wesley London, 1973, p. 223.

ويذكر مؤلف الكتاب السابق أن أدوارد Edwards في كتابه: Statistical methods for Behaviorls Sciences, New York 1968.

قد قام بتقديم عرض لاختبار بارتلت Bartlet عن تجانس التباينات.

^(*) وكذلك بضرب قيمة (HSD في قيمة (ت) عند مستوى ۲,۰۱ = ۲,۹۲ × ۲,۰۱ = ۸,۸٦٩ .

١ ـ الخطأ المعياري = التباين داخل المجموعات

٢ ـ تحسب الفجوة الدائة = قيمة الخطأ المعياري في رقمين ثابتين هما
 ١,٩٦ ، ١,٤١

٣-إذا كانت قيمة أحد الفروق بين متوسطات المجموعات (كما في ٤ السابقة) مساوياً أو يزيد عن الفجوة الدالة كان الفرق بين هذين المتوسطين دالاً.

ثالثاً

المقاييس اللابارامترية Non-parametric Measurement

مقدمة: من المعروف أننا نستخدم اختبار «ت» T. test لمعرفة الفروق بين متوسط مجموعتين وذلك إذا كان التوزيع اعتدالياً. أما إذا كان عدد العينة صغيراً والتوزيع غير اعتدالي Non-parametric فإن استخدام الأساليب البارامترية (اختبار «ت» والمتوسطات) يصبع مضللاً. ولذلك فإن الأساليب اللابارامترية هي التي تمكننا في هذه الحالة من المقارنة بين العينات التي على هذا النحو، وحساب الفروف الدالة بينها، وذلك دون افتراض اعتدالية التوزيع في العينات الأصلية Populations ويطلق على هذه الأساليب: الأساليب اللابارامترية أو الأساليب المستقلة التوزيع تملى هذه الأساليب: اختبار الوسيط والذي يستخدم الوسيط واختبار مجموع الرتب وسنركز هنا على اختبار الوسيط والذي يستخدم في المجموعات المستقلة مثل ريف حضر، أو ذكور إناث، وعلى اختيار مجموع الرتب أيضاً.

(۱) اختبار الوسيط The Median test

مثال: أراد باحث نفسي إكلينيكي اختبار أثر أحد الأدوية المهدءة على رحشة اليد، فأعطى الدواء لـ ١٤ أربعة عشر مريضاً نفسياً (مجموعة تجريبية) ثم اختار ١٨ ثمانية عشر مريضاً متساويين مع المرضى الذين أعطوا الدواء في

onverted by the Combine - (no stamps are applied by registered version)

السن والجنس وأعطوا دواءاً آخر مضراً لليد واعتبرت هذه المجموعة ضابطة (مجموعة ضابطة).

ولقد تم قياس الرعشة باختبار ثبات اليد. ويتضع فيما يلي درجات المجموعتين.

المجموعة التجريبية (ن = ١٤) المجموعة الضابطة (ن = ١٨)

٤٨	۳٥
40	74
44	٦٣
٣٨	**
٣٦	٤٧
į o	۸۰
04	ŧŧ
۰۳	44
٥٨	09
٤٢	٣٦
٧.	£ Y
٧١	£4*
40	٤٦
٤٦	£ 7
00	
*1	
44	
٥٣	

وخطوات حساب الدلالة بين درجات المجموعتين في المثال السابق باهنتخدام اختبار الوسيط كما يأتي:

١ - اعتبار المجموعتين مجموعة واحدة وليس بينهما فرق (الفرض الصفرى).

٢ ـ ترتيب درجات المجموعتين ترتيباً تنازلياً أو تصاعدياً.

٣ ـ تحديد الوسيط على أساس أنه القيمة الوسطى، بحيث أن عدد القيم التي قبله تساوي عدد القيم التي بعده، وفي حالة وجود أكثر من قيمتين وسيطتين يتم جمعهما وأخذ متوسطهما. والوسيط في مثالنا هذا يساوي ٥ . ٤٩.

٤ ـ يتم حساب انحراف اللرجة في كل مجموعة على حدة عن الوسيط ويوضع علامة (+) أمام الدرجة إذا كانت تنحرف انحرافاً موجباً عن الوسيط، وعلامة (-) أمام اللرجة إذا كانت تنحرف انحرافاً سالباً عن الوسيط كما يلي:

بة الضابطة	المجموء	المجموعــة التجريبية ن = ١٤			
۱۸ =	ن =				
(العلامة)	(القيمة)	(العلامة)	(القيمة)		
-	٤A	+	۳٥		
+	70	-	44		
+	77	+	74		
-	٣٨	_	٣٦		
-	41	-	٤٧		
	٤٥	+	٥٨		
+	٥٩	-	ŧŧ		
+	۴٥	<u>-</u>	۳۸		
+	٥٨	+	٥٩		
****	£ Y	~	٣ ٦		
+	٧٠	_	£ Y		
+	٧١	_	٤٣		
+	70	-	٤٦		
-	٤٦	-	£ 7		
+	٥٥				
+	71				
+	77				
+	۰۳				

إذا وجد أن قيمة من القيم تكون مساوية للوسيط فإن معنى ذلك أن الفرق بينها وبينه ستكون مساوية للصفر، وبما أن هذه القيمة أي الصفر لا يمكن أن تصنف في فئة + أو – فيتم شطبها من القيم.

٦ - يتم بعد ذلك تحديد عدد العلامات السالبة وعدد العلامات الموجبة
 في كل مجموعة وهي كما يلي في المثال السابق:

المجموعة	+	-
(١) التجريبية	£	١٠
(٢) الضابطة	14	7

٧ ـ يعد جدول آخر $Y \times Y$ يحدد فيه عدد العلامات الموجبة في كل مجموعة وفي المجموعتين، وعدد العلامات السالبة في كل مجموعة وفي المجموعتين وذلك على النحو الآتى:

مېچموعات بج.	ج-	أعلى من الوسيط	أقل من الوسيط	المجموعات عادة
		+	-	
(1 + ب)	14	(ب) لا (د) لا الا (د)	(e) 1· (-) 1	(٢) ضابطة
(أ×ب×ج×د)	77	17	١٦	بج
	(+++++)	(ب + د)	(i+ - -)	مجموعات مجـ

٨ ـ وبعد ذلك يتم تطبيق القانون الآتي:

ن = عدد أفراد المجموعة الكلية (٣٢).

| = أي أن الفرق بين القيم التي تكون بين هذين العمودين لا بدأن تكون موجبة .

أ د = حاصل ضرب عدد علامات أ × عدد علامات د.

ب حـ = حاصل ضرب عدد علامات × عدد علامات حـ.

أب = حاصل جمع علامات أ + ب.

حـ + د = حاصل جمع علامات حـ + د .

أ + حـ = حاصل جمع علامات أ + حـ.

ب + د = حاصل جمع علامات ب + د.

٩ ـ وفي حالة وجود تكرارات في الجدول أقل من خمسة تطبيق
 المعادلة المصححة للمعادلة السابقة على النحو الآتى:

$$\frac{(i + i)^{3} - i - i - i)^{3}}{(i + i)^{3} + (i + i)^{3}} = \frac{(i + i)^{3}}{(i + i)^{3} + (i + i)^{3}}$$

حيث أن:

 $\frac{\dot{v}}{r}$ عدد أفراد المجموعة الكلية مقسوماً على ٢.

١٠ ـ ونظراً لوجود أحد التكرارات الأقل من خمسة بالجدول السابق فإنه يتم تطبيق معادلة كا المصححة السابقة وذلك على النحو التالى:

$$\frac{1}{\sqrt{\frac{Y}{Y}} - (|YY - YY|) - \frac{YY}{Y}}$$

$$\frac{YY}{Y = 101Y} = \frac{YY}{Y = 101Y}$$

$$2|Y| = \frac{YY}{Y = 101Y}$$

$$2|Y| = \frac{YY \times \cdots YY}{Y = 101Y}$$

$$2|Y| = \frac{YY \times \cdots YY}{Y = 101Y}$$

$$2|Y| = \frac{YY \times \cdots YY}{Y = 101Y}$$

١١ ـ يتم بعد ذلك حساب درجة الحرية = عدد المجموعات - ١
 وتساوى في هذا المثال: = ٢ - ١ = .

۱۲ _ وبالكشف عن قيمة كا بالجدول عن مستوى ۰٫۰۱ نجد أنها = 7,۳ وعند ۳٫۸۵ = ۳٫۸۵ وذلك أمام درجة الحرية واحد.

17 ـ وبما أن قيمة كا المستخرجة من مثالنا أقل من القيمتين الموجودتين بالجدول الفرق غير دال إحصائياً أي أن لا أثر للدواء على رعشة اليد.

يذهب والكر Walker في كتابه Statistical Inference ص ١٠٣ إلى أن كا لا تكون دقيقة مع اختبار السوسيط إذا كان عدد العينة صغيراً في المجموعتين.

مثال أن يكون عدد أفراد العينة أقل من ١٠ ويجب هنــا البحـث عن وسيلة مناسبة.

(٢) اختيار مجموع الرتب

ويستخدم اختبار مجموع الرتب The Sum of Ranks test الختبار الفرق الخاص بأنه لا يوجد فرق دال بين المجموعتين، ويشير ذلك بأنه يتطلب اختبار ثنائي الذنب الواحد (أو الطرف ثنائي الذنب الواحد (أو الطرف

الواحد) One-tailed test يعني أن مجموعة أعلى أو منخفضة عن المجموعة الأخرى.

مثال: أراد مدرس أن يكتشف تأثير الواجبات الإضافية في مادة الإنشاء فقسم فصله لقسمين بكل منهما ١٠ عشرة تلاميذ وقد وضع التلاميذ عشوائياً بكل قسم. وقد كانت المجموعة الأولى هي المجموعة التجريبية التي أعطيت واجباً إضافياً، والمجموعة الثانية هي المجموعة الضابطة التي لم تعط واجباً إضافياً. وبعد ثلاثة شهور طبق اختبار في الموضوع على المجموعتين وكان عدد المجموعة التجريبية كما هو ١٠ عشرة بينما نقص من عدد المجموعة الضابطة اثنين بسبب الغياب والمرض. وفيما يلي درجات المجموعتين و رتتهما.

الرتب	درجات المجموعة (٢)	الرتب	درجات المجموعة (١)
٨	٤١	4	£ Y
ŧ	۳٦	10	٥٣
Y	٣٣	14	٤٧
17	٥٥	٥	٣٨
١.	££	١٢	٤٦
۳	٣٥	١٤	01
1	**	1.4	77
٧	٤٠	۱٧	٦٠
		11	٤٥
		٦	44
وع ٥٦	المجم	۱۲۰ موع ۱۲۰	المج

وقد تم في البداية ترتيب الدرجات ١٨ الثمانية عشر ترتيباً تصاعدياً من الصغير للكبير ثم أعطيت لها الرتب الخاصة بها بحيث أعطيت أصغر درجة

الرتبة ١، والتي تليها الرتبة ٢ وهكذا وفي المثال نجد أن الدرجة الصغرى هي ٣٧ ولذا أعطيت الرتبة ١٨. ٣٧ ولذا أعطيت الرتبة ١٨. ثم تم بعد ذلك عزل رتب كل مجموعة على حدة على النحو المبين سابقاً.

ویلاحظان مجموع رتب (۱) + مجموع رتب (۲) تکون مساویة <u>ق (ق + ۱)</u> مجموع الرتب هو ۱۲۰ + ۵۱

=
$$1 \vee 1$$
, elhasicli liminis $\frac{(1 + 1)}{2} = 1 \vee 1$

ويتم حساب قيمة اختبار مجموع الرتب بتطبيق المعادلة الآتية على كل مجموع من مجموع الرتب.

$$Y(0 + 1) - YY = (0 + 1)$$

اختبار مجر ر $Y = V$
 $V = V$
 $V = V$

$$Y, YY = \frac{0}{YY,0} = \frac{(19) \cdot (17) \cdot (17) \cdot (19)}{(19) \cdot (19) \cdot (19)} = 1$$
قیمة اختبار مجر ر

$$Y, YY - = \frac{a \cdot -}{YY, a} = \frac{(19) \wedge - a \times Y}{19 \times A \times 10} = Y$$
وقیمة اختبار مجے ر $Y = Y$

وبالنظر في الجدول الخاص بمستوى الدلالة لاختبار واحد الذنب، وثنائي الذنب نجد أن قيمة ٢,٢٢ لها دلالة إحصائية عنـد در جـة الحرية ١٦ (١٨ - ٢ = ١٦).

جدول دلالة اختبار واحد أو ثنائي الذنب

مستوى الدلالة لاختبار واحد الذنب							
•,•••	٠,٠٠٥	٠,٠١	4, + 40	٠,٠٥	٠,٠١٠	د. ح	
مستوى الدلالة لاختبار ثنائي الذنب							
٠,٠٠١	٠,٠١	٠,٠٢	٠,٠٥	٠,١٠	٠, ۲٠		
747,719	٦٣,٦٥٧	۳۱,۸۲۱	14,7+7	٦,٣١٤	٣,٠٧٨	١	
41,044	9,940	٦,٩٦٥	٤,٣٠٣	Y, 4Y+	1,887	۲	
44,481	0,881	٤,٥٤١	4,141	7,404	١,٦٣٨	٣	
۸,۹۱۰	٤,٦٠٤	٣,٧٤٧	۲,۷۷٦	7,144	1,077	٤	
7,809	٤,٠٣٢	4,470	7,071	7, . 10	1,277	٥	
0,209	۳,۷۰۷	٣,١٤٣	۲, ٤٤٧	1,984	1,22.	٦	
0,1.0	4, 299	V,99V	7,470	1,840	1, 10	٧	
0,121	4,400	۲,۸۹٦	7,5.7	1,870	1,447	٨	
\$,741	4, 40.	۲,۸۲۱	7,777	١,٨٣٣	١,٣٨٣	4	
٤,٥٨٧	4,174	۲,٧٦٤	۲,۲۲۸	1,811	1,477	١٠	
٤,٤٣٧	4,1.4	4,414	7,7.1	1,797	1,474	11	
٤,٣١٨	4,.00	۲,٦٨١	7,174	1,784	4,404	14	
٤,٢٢١	٣,٠١٢	4,700	۲,۱۳۰	1,771	1,400	۱۳	
٤,١٤٠	Y,9YY	7,772	7,150	1,771	1,460	١٤	
٤,٠٧٣	4,414	7,7.7	7,171	1,704	1,481	١٥	
٤,٠١٥	7,971	۲,۵۸۳	7,17.	1,727	1,447	17	
4,470	4,848	۲,۵٦٧	۲,۱۱۰	4,72.	1,444	17	

تابع جدول دلالة اختيار واحد أو ثنائي الذنب

مستوى الدلالة لاختبار واحد الذنب							
1,110	٠,٠٠٥	٠,٠١	٠,٠٢٥	٠,٠٥	٠,١٠	. د. ح	
مستوى الدلالة لاختبار ثنائي المدنب							
1,111	٠,,٠١	٠,٠٢	٠,٠٥	٠,١٠	٠, ٢٠		
4,444	۲,۸۷۸	7,007	Y,1·1	1,748	1,44.	۱۸	
٣,٨٨٣	7,871	7,049	7, 198	1,779	1,44	14	
۳,۸۵۰	۲,۸٤٥	۲,04۸	۲,۰۸٦	1,740	1,440	4.	
7,419	1,041	Y,01A	١,٠٨٠	1,771	1,444	71	
4,744	4,819	7,014	Y, . YE	1,717	1,441	77	
۳,۷٦٧	7,8.4	۲,٥٠٠	7, 179	1,412	1,419	74	
٣,٧٤٥	Y, V4Y	4, 191	۲,٠٦٤	1,711	1,814	7£	
۳,۷۲٥	4,747	Y, £A0	7, 171	1,4.4	1,417	70	
4,7.7	4,474	Y, 174	۲,٠٥٦	1,717	1,410	77	
4,44.	7,771	۲,٤٧٣	7,007	1,74	1,418	77	
4,772	7,777	۲,٤٦٧	4,044	1,711	1,717	44	
4,204	۲,۷٥٦	Y, £7Y	۲,۰٤٥	1,799	1,711	44	
٣,٦٤٦	Y, V0+	Y, £0V	4, + 24	1,447	1,410	۳.	
4,001	۲,۷۰٤	Y,£Y#	7,.41	1,782	1,4.4	٤٠	
٣, ٤٦٠	۲, ٦٦٠	٣,٣٩٠	٧,٠٠٠	1,771	1, 497	٦.	
۳,۳۷۳	7,317	۲,۳٥٨	١,٩٨٠	1,704	1,789	14.	
7,791	۲,0۷٦	۲,۳۲٦	1,470	1,780	1,787		
		<u> </u>	<u> </u>				

رابعاً: حساب دلالة النسبة المئوية The Significance of Percentage

تعتمد الكثير من البحوث خاصة التي تتطرق لمجالات قياس الرأي العام والاتجاهات على النسب المئوية. كما أن كثيراً من النتائج التي يتم عرضها في بعض هذه البحوث لا تكون إلا على صورة نسب مئوية لمن أجابوا بنعم على سؤال ما في أحد المجموعات ولمن أجابوا بنعم على نفس السؤال في عجموعة أخرى. أي تكون المقارنة بين النسب المئوية للذكور والنسب المئوية للإناث فيما يختص بمتغير من المتغيرات. وأحياناً تكون المقارنة داخل المجموعة الواحدة بين من أجاب بنعم على السؤال الأول في أحد الاستبيانات ومن أجاب بنعم على السؤال الثاني في نفس الاستبيان، ويكون الهدف في البحث معرفة الدلالة بين النسبتين.

وفي حالة المقارنة بين النسب في المجموعتين يكون حساب الدلالة الإحصائية للنسب غير المرتبطة، وفي حالة المقارنة بين النسب داخل المجموعة الواحدة يكون حساب الدلالة الإحصائية للنسب المرتبطة.

أولاً ـ حساب الدلالة للنسب المثوية غير المرتبطة

ونعرض فيما يلي ثلاثة طرق يختنار الباحث من بينها أيسرها له في الخطوات:

مثال: طبق استبيان على مجموعتين أحدهما من المرضي والأخرى من الأسوياء وكان عدد المرضي ٥٠ خمسون، وعدد الأسوياء ١٠٠ مائة. فأجاب عشرون من المرضي بنعم على أحد أسئلة الاستبيان، كما أجاب ٤٥ خمسة وأربعون من الأسوياء بنعم على نفس السؤال. فهل هناك فرقاً له دلالة إحصائية بين من أجابوا بنعم في المجموعتين على هذا السؤال.

١ - الطريقة الأولى: وخطواتها ومعادلاتها كما يلى:

١ نحسب النسبة المثوية لمن أجابوا بنعم في المجموعتين على النحو
 الآتى:

أ ـ النسبة المئوية لمن أجابوا بنعم على السؤال من المرضى:

$$\frac{1}{2}\xi \cdot = \frac{1}{2} \cdot \cdot \times \frac{\gamma_1}{2} =$$

ب ـ النسبة المثوية لمن أجابوا بنعم على السؤال من الأسوياء:

$$\frac{1}{2} \xi \circ = 1 \cdot \cdot \times \frac{\xi \circ}{1 \cdot \cdot \cdot} =$$

٢ ـ نحصل على النسبة المئوية ١ (P1) حسب القانون الآتي:

 $\frac{Y}{V} = \frac{V \times V}{V} \times \frac{V$

$$\xi \Psi, \Psi = \frac{70\cdot \cdot \cdot}{10\cdot \cdot} = \frac{10\cdot \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot}{10\cdot \cdot \cdot} = \frac{70\cdot \cdot \cdot \cdot}{10\cdot \cdot \cdot} = \frac{70\cdot \cdot \cdot \cdot}{10\cdot \cdot \cdot \cdot}$$
وهي في المثال = $\frac{70\cdot \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot}{10\cdot \cdot \cdot \cdot \cdot} = \frac{70\cdot \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot}{10\cdot \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot} = \frac{70\cdot \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot}{10\cdot \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot}$

٣ ـ نحصل على النسبة المثوية ٢ (P2) حسب القانون الآتى:

1 - 1 · · = P2 - النسبة المئوية / (١).

وبتطبيق ذلك على المثال السابق:

 $!^{(*)}/_{0}$, $V = \xi Y, Y - 1 + \cdot = P2$

^(*) ثم تقريب النسبتين المتويتين الأولى من ٤٣,٣ إلى والثانية من ٥٦,٧ إلى ٥٥.

$$\frac{1}{\left[\frac{1}{10} + \frac{1}{70}\right] P1 \times P2} = P1 P2$$

وبتطبيق ذلك على المثال السابق.

٥ ـ يتم بعد ذلك حساب الفرق بين النسبة المئوية أ والنسبة المئوية ب
 و بتطبيق ذلك على المثال السابق أ، ب تكون النتيجة.

الفرق بين النسبتين المثويتين أ، ب من الخطوة (١) = ٥٥ - ٠٠ = ٥٠

٦ ـ يتم بعد ذلك قسمة الناتج من الفرق بين النسبتين المثويتين (في المخطوة رقم ٥) على الناتج في P1'P2 (الخطوة رقم ٤) للحصول على النسبة الحرجة (اختصاراً لـ: Critical Ratio) وذلك حسب القانون.

وفي مثالنا السابق نجد أن قيمة 'CR كما يلي :

$$\cdot$$
, $77 = \frac{\circ}{V, \circ V} = CR$

٧ ـ تعتبر النتيجة التي في الخطوة السابقة:

أ ـ دالة عند ٠٠, ٠ إذا كانت هذه النتيجة تتراوح بين ١,٩٦ – ٢,٥٧. ب ـ دالة عند ٢٠,٠١ إذا كانت هذه النتيجة مساوية لـ ٢,٥٨ فما فوق.

٢ ـ الطريقة الثانية: وخطواتها كما يلي:

أ _ معادلة النسبة الحرجة لدلالة النسبة المثوية:

حيث أ = النسبة الأولى.

حيث ب = النسبة الثانية.

حيث ن ١ = العينة الأولى.

حيث ن ٢ = العينة الثانية.

ب _ وحساب النسبة الحرجة من نفس المثال السابق.

$$\frac{(7\cdot)\xi\cdot}{\gamma\cdot} + \frac{(00)\xi0}{\xi0} = \frac{0}{170} = \frac{0}{170$$

وهي غير دالة إحصائياً حسب الخطوة رقم (٧) في الطريقة الأولى.

٣ ـ الطريقة الثالثة: وخطواتها كالأتى:

أ_نسبة من أجاب بنعم من المرضي = ٢٠٠ × ١٠٠ = ٤٠٪ = ٠٠٤٠ .

ب_ نسبة من أجاب بنعم من الأسوياء = ٤٠٠ × ١٠٠ = ٥٤٪ = ٥٠٠ .

جـ .. عدد من أجاب بنعم من المرضى والأسوياء للمجموع الكلي =

$$+, \xi \Psi = \frac{70}{100} = \frac{.50 + 70}{100 + 00} = \frac{70 + 00}{100 + 00} = 73, +$$

د ـ الفرق بين النسبة الكلية وواحد صحيح = ١ - ٤٣ - ١ = ٠,٥٧

$$\frac{1}{4} \left(\frac{1}{2} + \frac{$$

و ـ القيمة الناتجة = <u>// (۱) - // (۲)</u> الخطأ المعياري

وهي غير دالة حسب الخطوة رقم (٧) في الطريقة الأولى.

تعليق على الطرق الثلاثة: اتفقت في أن النسبة الحرجة غير دالة بصرف النظر عن قيمتها.

استخدام النسبة الحرجة في المقارنة بين درجات فردين.

ويذكر ماكنمار في كتابه:

Mc nemar, G; Psychological Statstical, New York, Johnwisley & Son 1957, 53-154.

أنه يمكن استخدام النسبة الحرجة (C. R.) للمقارنة بين درجة فردين (النجم والمنبوذ في الاختبار السوسيومتري مثلاً) باستخدام المعادلة الآتية:

النسبة الحرجة =
$$\frac{cرجة الشخص أ - درجة الشخص ب $\sqrt{V \times V}$$$

حيث ع = الانحراف المعياري للمجموعة التي ينتمي لها أ، ب على الاختبار.

ر = معامل ثبات الاختبار. ٢ ـ رقم ثابت (فردين أ، ب).

ثانياً: حساب الدلالة للنسبة المثوية المرتبطة

كما سبق الإشارة فإنه يمكن حساب دلالة النسب المشوية داخل المجموعة الواحدة بالنسبة لمتغير من المتغيرات.

مثال: أجابت مجموعة من ٢٥٠ من الطلبة على السؤالين الأتيين في أحد الاستبيانات.

س (١): هل تحدث لك حالات من الصداع؟

أجاب ١٥٠ بنعم

وأجاب ١٠٠ بلا.

س (٢) هل تخاف من التواجد في الأماكن المزدحمة؟

أجاب ١٢٥ بنعم.

وأجاب ١٢٥ بلا.

الحل:

١ ـ يتم وضع النتائج للسؤالين في الجدولين التاليين للتبسيط.

الجدول رقم (١)

وقد تم توزيع النتائج الـداخلية في المربعـات من مجـاميع الأعمـدة والصفوف كالأتى:

١ ـ طرح مجموع العمود الأول من مجموع الصف الأول للحصول
 على القيمة الأولى بالصف الأول ١٢٥ - ١٠٠ = ٢٥.

٢ ــ طرح القيمة التي تم الحصول عليها من الخطوة السابقة من مجموع الصف الأول للحصول على من أجابوا بنعم على السؤالين ١٢٥ - ١٠٠.

٣ - طرح القيمة الناتجة في الخطوة الأولى من مجموع العمود الأول
 للحصول على من أجابوا بلا على السؤال الأول وبلا على السؤال الثاني ١٠٠
 ٧٥ = ٧٥.

٤ ـ طرح القيمة الناتجة في الخطوة الثانية من مجموع العمود الثاني للحصول على من أجابوا بنعم على السؤال الأول وأجابوا بلا على السؤال الثاني ١٥٠ – ١٠٠ = ٥٠

المجدول رقم (٢) ٢ ـ يتم حساب النسبة المثوية للنتاثج التي في الجدول رقم (١) كالآتي:

المجموع	نعم	K	(1) س (۲)
%0 +	(1) %1.	۱۰٪ (ب)	نعم
7.00	۲۰٪(جـ)	۲۰٪(د)	צ
7.1	7.1.	7.2 •	المجموع

٣ ـ يتم حساب معامل ارتباط فاي .Ph C من الجدول السابق (أنظر في المجزء الخاص بالإحصاء التطبيقي كيفية حساب معامل ارتباط فاي) وقيمة المثال السابق = ١٠,٤١.

٤ - يتم حساب النسب المثوية للإجابات كما يلي:

أ ـ النسبة المثوية (١) لمن أجاب بنعم على السؤال الأول = $\frac{100}{700}$ × $\frac{1}{7}$

١٠٠ × ١٢٥ = ١٠٠٠ بنعم على السؤال الثاني = ١٠٠ × ١٠٠ = ٢٥٠
 ١٠٠ خ.٠

۵ ـ يتم عمل تقدير للنسبة بحساب المتوسط للنسبة (١)، (٢) في
 الخطوة السابقة كالآتى:

متوسط النسبة = ٦٠ + ٥٠ = ١١٠ - ٢ = ٥٥ (النسبة أ).

٣ ـ يتم طرح متوسط النسبة من ١٠٠ = ١٠٠ - ٥٥ = ٥٥ (النسبة ب).

٧-يتم حساب الفرق بين النسبتين (١)، (٢) في الخطوة رقم (٤). =
 ١٠ = ٥٠ - ٦٠.

٨ ـ تطبق معادلة النسبة المثوية الآتية.

الفرق بين النسبتين (١) ، (٢) دلالة النسبة المثوية = $\sqrt{\frac{Y \times |\text{limps}(1) \times |\text{limps}(1)|}{|\text{limps}(2)|}}$ دلالة النسبة المثوية = $\sqrt{\frac{Y \times |\text{limps}(2)|}{|\text{limps}(2)|}}$

الفرق یکون دالاً عند ۰٫۰۵ لو بلغت قیمته من ۱٫۹٦ إلى ۲٫۵۷، ویکون دالاً عند ۰٫۰۱ لو بلغت قیمة ۲٫۵۸ فما فوق.

خامساً التحليل العاملي Factor Analysis

مقدمة: يمكن القول بأن التحليل العاملي يمثل نهاية رحلة المطاف في الإحصاء التي بين أيدينا اليوم، كما يمكن أن يعتبر التحليل العاملي في نفس الوقت قمة التطبيق العملي للمنهج الاستقرائي أي من الجزئيات إلى الكليات.

ويمكن أن نتعقب ذلك المشوار للكشف عن أهداف التحليل العاملي منذ بداية الدروس الأولى للإحصاء حتى استخدام التحليل العاملي في هذا الجزء من الكتاب. فعند ما يجري الباحث دراسته على عينة من الأفراد يطبق فيها اختباراً لقياس الذكاء أو الشخصية فإنه يحصل على عدد من الدرجات مماثل لحجم عينة بحثه، وهذه الدرجات في ذلك الإطار المبدئي الذي تكون عليه لا تمثل ولا تعني شيئاً، أي لا يمكن أن يستنتج منها الباحث شيئاً يفيد تساؤلات بحثه أو فروض دراسته لأنها لا تمثل إلا جزئيات مستقلة متباعدة عن بعضها البعض. وبإجراء أولى خطوات المعالجات الإحصائية وهي عن بعضها البعض. وبإجراء أولى خطوات المعالجات الإحصائية وهي تصنيف تلك الدرجات في جدول تكراري تتبلور وتتكشف حقيقة المنهج الاستقرائي الذي يتضح في أن هذا الكم الهائل من الدرجات والذي قد يبلغ المثات أو الألاف أو أكثر من ذلك يبدأ في التجمع في عدد قليل من الدرجات في ذلك الجدول التكراري، كما أنه بإجراء مزيد من المعالجات الإحصائية في ذلك المعدول التكراري، كما أنه بإجراء مزيد من المعالجات الإحصائية في ذلك المتوسط أو الوسيط نجد أن قيمة واحدة قد حلت محل مثات أو

آلاف الدرجات. وبهذه الصورة يتبين أن المنهج الاستقرائي يأخذ شكل التدرج الهرمي في قاعدة مليئة بدرجات كثيرة (جزئيات) إلى قيمة تقف عليها مجموعة صغيرة من القيم (الكليات).

هذا إذا كان الباحث بصدد متغير واحد أما إذا كان الباحث يدرس أكثر من متغير في وقت واحد لدى مجموعة من الأشخاص فإن الجزئيات التي لديه يتسع حجمها ويكبر. فإذا كانت عينة الدراسة ألف طالب مشلا ففي حالة المتغير الواحد أي إذا طبق اختباراً للذكاء تكون لديه ألف درجة (١٠٠٠)، أما في حالة وجود متغيرين كأن يطبق اختباراً لقياس الذكاء وآخر لقياس القدرة اللفظية فسيكون لديه درجتين لهذين الاختبارين بالنسبة لكل طالب هو ويكون المجموع الكلي لعدد درجات الاختبارين بالنسبة للألف طالب هو ألفان من الدرجات. ويزيد هذا العدد إلى ثلاثة آلاف درجة لو أضاف الباحث إلى الاختبارات اختباراً ثالثاً وهكذا. وبحساب العلاقة بين اختبار الذكاء واختبار القدرة اللفظية يحصل الباحث على قيمة واحدة متمثلة في معامل الارتباط، فبدلاً من ألفي درجة كل ألف منها مستقل عن الاخر صار في يد الباحث قيمة واحدة هي معامل الارتباط والتي تكشف عن علاقة الذكاء بالقدرة العددية.

ويتضح مما سبق أنه باستخدام المنهج الاستقرائي تحولت الألفي درجة (جزئيات) إلى معامل ارتباط واحد (كليات). وبالطبع ليس هذا هو نهاية المطاف لأنه بزيادة عدد المتغيرات أو الاختبارات المطبقة على أفراد العينة يزداد عدد معاملات الارتباط والتي يشكل في نهاية الأمر ما يسمى بمصفوفة الارتباط الارتباط والتي يشكل في نهاية الأمر ما يسمى

هدف التحليل العاملي: يهدف التحليل العاملي إلى تحليل مجموعة من معاملات الارتباط إلى عدد أقبل من العوامل. فمثلاً إذا كان لدينا

معاملات ارتباط لستة اختبارات فمعنى ذلك أننا لدينا ستة متغيرات ترتبط بعضها ببعض ويبلغ مجموع هذه الارتباطات ١٥ خمسة عشر معامل ارتباط وذلك باستخدام القانون الآتي:

<u>ن × ن - ۱</u> (حيث ن = عدد الاختبارات).

وبالتعويض عن القانون في المثال السابق نجد النتيجة =

 $10 = \frac{\lambda}{\lambda} = \frac{\lambda}{1 - \lambda \times \lambda}$

وفي التحليل نحاول رد هذه الارتباطات إلى عدد أقل من العوامل والتي تكون عادة ثلاثمة عوامل أو عاملين على أكثر تقدير وذلك في حالة المشال السابق أيضاً وذلك على أساس أن كل اختبارين أو ثلاثمة يمثلون عاملاً واحداً. ويوضح كلامنا السابق المثال الآتي:

«إذا طبقنا ٢٤ اثنين وأربعين اختباراً على مائتين من الأفراد فإنه سيكون لدينا ٨٤٠٠ (٢٠ × ٢٠٠) ثمانية آلاف وأربعمائة درجة. ودرجات الأفراد هذه اختصارها إلى ٧٨٠ معامل ارتباط حسب المعادلة السابقة.

 $\frac{12\times 7^2-1}{7}=\frac{12\times 13}{7}=\frac{109}{7}=170$ وإذا حللنا هذه المعاملات تحليلاً عملياً فإننا نصل أربعة عشر عاملاً حيث يتفق العامليون أن كل ثلاثة اختبارات تمثل عاملاً واحد فيكون في مثالنا $\frac{1}{7}=11$ تقريباً.

مثال تطبيقي:

ممكن أن نأخذ مجال الاختيار المهني كمثال للإجراءات التي تسبق استخدام التحليل العاملي ويستفاد بها في البحوث استفادة تطبيقية وذلك على النحو الآتي:

١ ـ تبدأ الدراسة العاملية لقدرة من القدرات المتطلبة في اختيار العمال

لمهنة من المهن بعدة فروض يتضمن كل فرض من هذه الفروض ناحية معينة من نواحي تلك القدرة (كالقدرة الحركية مثلاً تتضمن نواحي مثل: مهارة . الأصابع مهارة اليد_زمن الرجع . . . إلخ) . والتي كشف تحليل العمل Job Analysis لهذه الوظيفة أو المهنة أنه متطلب للقيام بواجباتها .

٢ ـ بعد ذلك يتم تحديد الاختبارات اللازمة لقياس تلك النواحي من نواحي القدرة ويكون ذلك بتمثيل كل ناحية بثلاثة اختبارات. فالقدرة العددية لا بدأن يمثلها ثلاثة اختبارات مثل الجمع والضرب. . . إلخ. ونتائج التحليل هي التي ستحدد أكثر الاختبارات تشبعاً بهذه القدرة .

٣ - بعد تقنين الأدوات السابقة بإعداد التعليمات والزمن والثبات والصدق الخاص بها يتم تطبيقها على عينة من الأفراد لا يقبل عددهم عن ماثتين وذلك لكي نصل إلى عوامل لها دلالة كها يذهب المتخصصون. ولكن من المعتقد أن هذا الشرط لا يمكن الوفاء به وخاصة عند دراسة بعض الظواهر المرضية كما أنه من ناحية أخرى يمكن للباحث أخذ عينات تتمشى مع ظروفه وإمكانياته من حيث العدد وعليه بعد ذلك التأكد من دلالة الارتباطات المستخرجة.

٤ ـ تطبيق الاختبارات على العينة ثم يتم إيجاد معاملات الارتباط بين بعضها البعض فلو فرض أننا لدينا ٦ ست اختبارات طبقت على ثلاث أفراد على النحو الآتي:

(ド)	(0)	(\$)	(٣)	(Y)	(1)	ق
مفردات	معلومات	رجع	لفظي	عددي	ذاكرة	
1	ź	4	٤	ŧ	۲	1
٣	٣	1	٥	٣	٣	4
٥	٥	Y	٣	۲	٣	٣

فإننا نحصل على معاملات الارتباط الآتية:

أولاً: معاملات الارتباط بين ٢٠١ ثم ١، ٣ ثم ١، ٤ ثم ١، ٥ ثم ٦،١.

ثانياً: معاملات الارتباط بين ٢، ٣ ثم ٢، ٤ ثم ٢، ٥ ثم ٢، ٦.

ثالثاً: معاملات الارتباط بين ٣، ٤ ثم ٣، ٥ ثم ٣، ٦.

رابعاً: معاملات الارتباط بين ٤، ٥ ثم ٤، ٦.

خامساً: معاملات الارتباط بين ٥، ٦.

وتمثل معاملات الارتباط السابقة مصفوفة الارتباط الأولى والتي يتم من خلالها الحصول على العوامل المختلفة.

إن أبسط الاختبارات ما كان مشبعاً بعامل واحد وأعقدها ما كان مشبعاً بأكثر من عامل ، ولما كان التحليل العاملي يهدف إلى فصل العوامل فإن الاختبارات المعقدة تعوق عملية الفصل وتعوق أيضاً عملية تدوير المحاور.

نظرية العاملين في التحليل العاملي (*)

١ ـ نبعت بذور التحليل العاملي من بحوث وتجارب سبيرمان عام ١٩٠٤
 حيث قام بحساب الارتباطات بين الاختبارات وانتهى منها إلى النتيجتين :

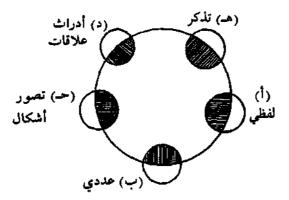
أ ـ وجود عامل عام يدخل في جميع العمليات العقلية ويرمز له بالرمز "g" اختصاراً لـ : General Factor .

ب ـ وجود عامل خاص تختلف فيه كل عملية عن الأخرى ويرمـز له بالرمز "Specific Factor" .

ولقد سمى سبيرمان نظريته بنظرية ذات العاملين Two Factor" ".T ويبين الشكل التالي هذا الكلام(*).

 ^(*) أنظر بالتفصيل: د. سيد محمد خيري _ الإحصاء في البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية _ النهضة العربية _ ١٩٧٠.

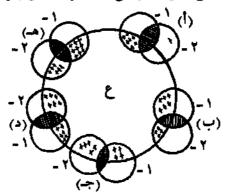
شكل يبين نظرية العاملين لسبيرمان



فنجد في الشكل السابق أن مجموعة القدرات: (أ) اللفظي، (ب) العددي، (ج.) تصور الأشكال، (د) إدراك علاقات، (ه.) تذكر، تشترك جميعاً في وجود عامل (ع) يربط بينها وبين بعضها البعض (يصور ذلك في الشكل الجزء داخل الدائرة). كما أن كل قدرة من هذه القدرات تختلف في جانب منها عن باقي القدرات (يصور ذلك في الشكل أجزاء الدوائر الصغيرة خارج الدائرة الكبيرة).

٢ ـ وفي عام ١٩٠٩ قام سيرل بيرت Cyril Burt بإعدادة ما أجراه سبيرمان من تجارب في محاولة منه لاختبار ما توصل إليه فوجد أن معالجته الإحصائية والتي تمخضت عنها الكثير من معاملات الارتباط يعكس أن ما استخدمه من اختبارات يظهر على هيئة مجموعات يربط بين كل مجموعة عوامل مشتركة بين المجموعة الواحدة بالإضافة إلى العامل العام المشترك بين جميع الاختبارات. كما في الشكل الآتي:

شكل يبين العوامل المشتركة لدى بيرت



ويتضح من الشكل السابق أن بين كل مجموعة من مجموعات الاختبارات أ، ب، ج، د، هـ توجد عوامل مشتركة بينها وبين بعضها البعض بالإضافة إلى وجود عامل عام يربط بين الاختبارات (٢،١) جميعاً في (٤).

٣ ـ وبعد ذلك جاء ثرستون صاحب الطريقة المركزية فذهب إلى أن العمليات العقلية تنقسم إلى مجموعة من العوامل المستقلمة، واستبعد في بادىء أمره وجود عامل عام إلا أنه عاد واعترف بوجوده.

(١) طريقة الجمع البسيط Simple Summation M.

۱ ـ صاحب هذه الطريقة من طرق التحليل العاملي عالم النفس المعروف سيرل بيرت. ويذهب إلى أنه بعد الحصول على معاملات الارتباط بين الاختبارات المختلفة يتم معرفة تشبع Saturation هذه الاختبارات بالعامل العام وذلك على النحو الآتي:

^(*) أنظر المرجع السابق أيضاً.

١ ـ والخطوة السابقة تمثل تكوين مصفوفة الارتباط الأولى.

Y = 0 والخطوة الثانية تتمثل في جمع الصفوف على النحو الآتي: مجموع العمود الأول = $1 \cdot 1 + 1 \cdot 7 + 1$

٣ ـ والخطوة الثالثة تتمثل أيضاً في جمع مجموع الأعمدة ويكون ذلك
 على النحو الآتى :

بحد العمود الأول + مجد العمود الثاني + مجد العمود الثالث = العمود الرابع.

٤ ـ بعد ذلك يتم إيجاد الجذر التربيعي لمجموع الأعمدة المستخرج من الخطوة رقم ٣.

وتتمثل الخطوة الأخيرة في قسمة مجموع كل عمود على الجذر التربيعي ويكون خارج القسمة هو تشبع كل اختبار بالعامل العام ويجب أن يكون مجموع التشبعات بالعامل العام مساوياً لقيمة الجذر التربيعي .

مثال:

فيما يلي مصفوفة الارتباط الأولى بين مجموع مكونة من ستة اختبارات تمثل مجموعة من القدرات.

«جدول مصفوفة الارتباط الأولى»

(7)	(0)	(\$)	(٣)	(Y)	(1)	
متشابهات	فهم	مفردات	ذاكرة	عددي	لفظي	
٠,٦٥	٠,١٥	٠, ٥٩	٠, ٢٢	٠,١٣	(,%)	1
٠,٠٩	٠,٦٠	٠,٠٥	٠,٤٥	(**,)	, 14	۲
.,11	٠,٥٦	٠,١٤	(,07)	, £0	, 44	٣
٠,٧١	٠,١٢	(,٧١)	, 1 \$,	, 09	٤
•, **	(, ٦٠)	, ۱۲	, 07	,٣٠	١٥	٥
(,٧١)	, ۲۲	,۷۱	, ۱۱	, • 4	, 70	٦

1 ـ ويلاحظ أن مصفوفة الارتباط السابقة لكي تكون صالحة لعمل المعالجات الإحصائية المخاصة بالتحليل العاملي عليها فلا بد من إكمالها وذلك بوضع الارتباطات الموجودة في الصف الأول في العمود الأول على النحو الآتي: معامل الارتباط بين ١، ٢ يوضع في العمود في مكان ٢، ١ ومعامل الارتباط بين ١، ٣ يوضع في العمود في مكان ٣، ١ وهكذا باقي العمود ثم العمود الثاني . . . إلخ .

Diagonal على المخلية القطرية القطرية Diagonal على المخلية القطرية القطرية الفلام و Υ - Υ ، Υ - Υ . Υ - Υ - Υ . Υ - Υ - Υ الخلايا المخلايا بأكبر معامل ارتباط في الصف أو في العمود .

١ ــ وفيما يلي مصفوفة الارتباط السابقة نجد استكمالها ووضع
 معاملات الخلية القطرية حسب طريقة ثرستون لسهولتها عن طريقة بيرت.

٦ ٤ (مَهُمْرِهُ) ۱٫۱۵ ،۱۲۲ ،۱۲۹ ه.۱۵ ،۱۵ (۵۲۰ م.۲۵) .,.4 .,7. .,.0 ۲۲,۶۰ ،۱۶ (۱۰٫۵۲ ۱۰٫۱۶ ۲۰٫۲۲ ., 11 ٠,١٤, 1,17 (1,14) 1,07 ٠, ٢٢ (٠, ٢٥) ١,١٢ ·V1 •, 44 111 (1,444) مجموع ر = ۲٫۴۹ ۲٫۹۲ ٢,٠٤ (Y, £9) مجـ ر = ١٣,٤١ ثم يحسب \ عجـ ر = ١٣,٤١ = ١٣,٦٦ = ٣٠,٦٠. التشبع بالعامل العام = ٦٠,٠١٠ م. ١٥٠، ١٥٠ م. ١٦٠ م. ١٨٠٠ التشبع

التشبع بالعامل العام = 10, • 10, • 10, • 17, • 17, • 17, • 17, • 17, • • التشبع بالعامل العام الأول. ونيما يلي الاختبارات وتشبعاتها على العامل العام الأول.

التشبع	الاختبار	رقم الاختبار
٠,٦٥	لفظي	1
٠,٥٢	عددي	4
٠,٥٦	حسابي	٣
٠, ٦٣	مفردات	į
.,71	سلاسل أعداد	٥
٠,٦٨	متشابهات	٦

ويلاحظ أن مجموع تشبعت العامل العام = ٦٥, ٠ + ٥, ٠ + ٠, ٥٠ + ٠ ، ٦٣ + ٠ ، ٦٣ + ٠ ، ٦١ التربيعي .

٢ ـ وفيما يلي الجدول النظري القائم على أساس تشبعات العامل
 الأول.

«جدول نظري قائم على أساس تشبعات العامل الأول»

٦	٥	٤	٣	۲	١	رقـــم الاختبار	
	٤ ٠,٤٠						
٠,٢	۰,۳۱	٠,٣٢	٠, ۲٩	(·, YV)	٠,٣٤	۲	(·, oY)
٠,٢	'A •, TE	۰,۳٥	(*,٣١)	٠, ٢٠	٠,٣٦	۳	(',07)
٠, ٤	۳ ۰,۳۸	(, ; ,	٠,٣٥	٠,٣٢	٠,٤١	ŧ	(*,74)
٠, ٤	1(4,44)	٠,٣٨	٠,٣٤	٠,٣١	٠,٤٠	٥	(*,31)
(• , ٤ •	١) ٠,٤١	٠, ٤٣	۰ ,۳۸	۰,۳٥	٠, ٤٤	٦	(*,71)

ويتم اعداد الجدول النظري السابق كما يلي:

أ_يتم ضرب التشبع على الاختبار الأول في نفسه ويوضع الناتج بين قوسين مكان الخلية القطرية (بين ١،١) ثم يتم ضرب تشبع نفس الاختبار في تشبع الاختبار الثاني (٦٠,٠ × ٢٠,٠) ويوضع الناتج (٣٤,٠) في ١،٢ وهكذا باقى الاختبارات.

ب_يتم ضرب تشبع الاختبار الثاني في نفسه أيضاً (٥٠, ٠× ٢٥, ٠) لو يوضع الناتج بين قوسين في مكان الخلية القطرية (بين ٢، ٢) ثم يتم ضرب تشبع نفس الاختبار في تشبع نفس الاختبار الثالث (٥٠, ٠× ٥٠, ٠) ويوضع الناتج (٢٩, ٠) في ٢، ٣ وهكذا باقي الاختبارات.

جـ ـ يتم تكرار الخطوة السابقة بالنسبة لباقي تشبعات الاختبارات.

د _ يتم وضع الارتباطات التي في الصفوف في الأعمدة كما في الخطوة الأولى .

٣- وبعد ذلك يتم طرح الجدول النظري من جدول مصفوفة الارتباط الأولى. وذلك بطرح الارتباطات الموجودة في الصف الأول في الجدول النظري من الارتباطات المقابلة لها في الصف الأول من مصفوفة الارتباط الأولى. وهكذا الصف الثاني ثم الصف الثالث. . . إلخ.

وفيما يلي جدول البواقي الناتج من طرح الجدول النظري من مصفوفة - الارتباط الأولى.

٦	٥	٤	٣	۲	1	
٠, ٢١	· , Yo _	٠,١٨	٠,١٤.	· , Y1 =	(*, 11")	1
٠, ٢٦ -	٠, ۲٩	· , YV =	٠,١٦	(*,44)	٠, ٢١ ـ	*
٠, ٧٧ -	٠, ٢٢	٠, ٢١ _	(+, 40)	٠,١٦	٠,١٤-	٣
٠, ٢٨	٠,٢٦_	(*,41)	٠, ٢١ -	• , Y V _	٠,١٨	ŧ
٠,١٩_	(·,YA)	٠,٢٦_	٠, ٢٢	٠,۲٩	٠,٢٥ -	٥
(·, Yo)	٠,١٩_	٠, ۲۸.	٠, ٧٧_	., ۲٦_	٠, ٢١	٦

«جدول البواقي الناتج من طرح الجدول النظري من مصفوفة الارتباط الأولى».

٤ - وبعد ذلك يتم ترتيب جدول البواقي السابق بحيث يتم وضع الاختبارات ذات البواقي الموجبة الإشارة بجوار بعضها والاختبارات ذات البواقي السالبة الإشارة بجوار بعضها ، وذلك كما يتضح في الجدول الآتي :

٥	۳	۲	٦ ,	ŧ	1	
٠, ٢٥_	٠,١٤ -	۲ . , ۲۱ ـ	٠,٢١	٠,١٨	٠,٢٢	١
٠,٢٦_	٠, ٢١ _	٠, ٢٨_	٠,٢٨	۱۳,۰	٠,١٨	٤
		- ^Y, •		٠,٢٨	٠,٢١	
٠, ٢٨	٠,١٦	۰,۳۳	٠,٢٦_	٠, ٢٨_	٠, ٢١ _	Y
٠, ٢٢	•, 40	٠,١٦	٠, ٧٧_	·, Y1 =	.,18-	٣
٠, ٢٣	٠, ٢٢	•, **	٠, ١٩ _	•, YA _ •, Y1 _ •, Y1 _	٠, ٢٠ _	٥

«جدول ترتيب البواقي حسب الإشارات».

ويلاحظ أن جدول ترتيب البواقي قد انقسم إلى أربعة أقسام:

١ ـ القسم الأيمن الأعلى وإشاراته موجبة .

٢ - القسم الأيمن الأسفل وإشاراته سالبة.

٣- القسم الأيسر الأعلى وإشاراته سالبة.

٤ ـ القسم الأيسر الأسفل وإشاراته موجبة.

كما يلاحظ أيضاً أنه يجمع الصف الأول نجده مساوياً لمجموع العمود الأول. ومجموع الصف أو العمود يساوي صفراً.

ه ـ وبعد الخطوة السابقة يتم عمل عكس للإشارات حتى يكون القسم الأيمن للجدول السابق (جدول ترتيب البواقي) موجب الإشارة وفي هذه الحالة يتم عكس إشارات القسم الأيمن الأسفل ليكون كله موجباً. ثم يتم أيضاً عكس إشارات القسم الأيسر الأسفل حتى يصير القسم الأيسر كله سالب الإشارة. وبإتمام هذه الخطوة يمكن استخراج العامل الطائفي (بإجراء نفس الخطوات التي تمت في مصفوفة الارتباط الأولى واستخراج من خلالها العام) ويصبح شكل الجدول كما يلي:

•	۳	4	٦	٤	١	
٠, ٢٥_	٠,١٤_	·, Y1_	٠, ٢١	٠,١٨	٠,۲٢	1
٠,٣٦_	٠, ٢١ _	٠, ٢٨_	٠,٣٨	٠,٣١	٠,١٨	٤
٠,١٩_	· , YY _	٠, ٢٦ _	٠, ٢٥	٠, ٢٨	٠,٢١	٦
٠, ٢٨_	-,17-	۰,۳۳_	٠, ٢٦	٠,٢٨	٠,٢١	4
٠, ٧٧_	٠,٢٥_	٠,١٦_	٠, ٢٧	٠,٢١	٠,١٤	٣
٠,٢٣_	٠, ٢٢_	٠, ٢٨ _	٠,١٩	٠,٢٦	٠,٢٥	٥
١,٤٣_	1,70_	1,01_	1, 50	1,07	1,77=	مجس
••,•1-	= £,Y•	-		٤,١٩	+	

مجس (*) = × ۱,۲۲ + ۱,۵۲ + ۱,۵۲ + ۱,۰۲ + ۱,۰۲ + ۳ ، ۱,۳۹ = ۸,۳۹ - ۲,۸۸ - س

التشبعات = ۲۶,۰۰، ۲۵,۰۰، ۵۲،۰۰، ۳۶ من التخطوة السابقة نجد أن تشبعات الاختبارات على النحو الآتي:

التشبع	الاختبار	*رقم الاختبار
٠,٤٢	لفظي	1
٠,٥٢	مفردات	٤
٠,٥٠	متشابهات	7
· , øY _	عددي	۲
٠, ٤٣_	حسابي	٣
٠,٤٨_	سلاسل أعداد	٥
		(ه) بصرف النظر عن الأشارة

ه) بصرف النظر عن الإشارة

٦ ـ ويتم توضيح نتيجة التحليل العاملي بطريقة الجمع البسيط على النحو الأتى:

القطبي	العامل	التشبع بالعامل	الاختبارات	رقم
	+	العام		۲۰
	٠,٤٢	٠,٦٥	لفظي	۱ -
٠,٥٢		٠,٥٢	عددي	_ ۲
٠,٤٣		٠,٥٦	حسابي	-٣
]	1,04	٠,٦٣	مفردات	٤ -
1, 21		٠,٣١	سلاسل أعداد	ه ـ
	٠,٥٠	٠,٦٨	متشابهات	_٦

٧ - كما يتم عمل التفسير النفسي للعوامل من خلال البحوث والدراسات السابقة التي تناولت هذه الاختبارات بالدراسة ونجد في الجدول الموجود في (٦) أنه نظراً لأن الاختبارات الستة مشبعة تشبعاً كبيراً بالعامل العام وهذه الاختبارات كلها اختبارات معرفية فهناك احتمال كبير بأن هذا العامل هو الذكاء العام أو القدرة العقلية العامة. أما العامل القطبي فيبدو أن يقسم بطارية الاختبارات إلى قسمين قسم موجب وقسم سالب. يتضمن القسم الموجب مجموعة من الاختبارات ذات طبيعة واحدة أي، تقيس وظائف واحدة ومن نفس النوع. ويتضمن القسم السالب مجموعة أخرى من الاختبارات ذات طبيعة مختلفة عن الاختبارات السابقة.

تمارين ١ ـ حلل مصفوف الارتباط الآتية مستخرجاً العامل العام والعامسل القطبي:

ر ج د هـ و ۱,۷۰ ۱,۱۰ ۱,۲۰ ۱,۲۰ ۱,۷۰ ۱,۱۰ ۱,۲۰ ۱,۵۰ ۱,۱۰ ۱,۳۰ ۱,٤۰

٢ ـ حلل مصفوفة الارتباط التالية:

7 0 .£ W Y 1
.,70 .,.4 .,11 .,V1 .,YY
.,10 .,7 .,07 .,1Y
.,04 .,.0 .,1£
.,Y .,£
.,1W

الطريقة المركزية

Centroid Method

تعتبر الطريقة المركزية التي كونها ثرستون (١٩٣٧) من أكثر الطرق شيوعاً واستخداماً في البحوث كما أنها مبنية على الجمع البسيط، وتتطلب مجهوداً أقل في حسابها وفيما يلي خطوات هذه الطريقة:

أ ـ خطوات حساب التشبعات المركزية الأولى:

١ ـ تقدر الاشتراكيات على أساس أنها تكون مساوية لأعلى معامل ارتباط للاختبار مع أي متغير آخر في مصفوفة الارتباط بصرف النظر عن الإشارة المصاحبة لأعلى معامل ارتباط في العمود.

٢ ـ جمع كل عمود جمعاً جبرياً مع حذف قيمة الخلايا القطرية ووضعه
 في العمود الأول تحت المصفوفة .

٣ - جمع كل صف جمعاً جبرياً مع حذف قيمة الخلية القطرية ووضع المجموع في الصف الأول على يسار المصفوفة ويجب أن يكون هذا المجموع في نهاية كل من الصف والعمود واحداً وهذه وسيلة المراجعة لهذه الخطوة.

٤ ـ تجميع الاشتراكيات المقدرة لكل متغير على مجموع العمود لهذا
 المتغير ويوضع في الصف الثاني تحت المصفوفة .

ه ـ يتم جمع الصف السابق للحصول على المجموع الكلي لكل القيم الموجودة في الجدول.

٦ ـ يتم استخراج الجذر التربيعي لهذا المجموع.

٧ يتم قسمة كل قيمة في الصف على الجذر التربيعي للحصول على العامل المركزي الأول والذي يتمثل في القيم الناتجة لهذه الخطوة والتي تم وضعها في الصف الأخير.

٨_كنوع من المراجعة الجزئية ينبغي أن يكون مجموع التشبعات على
 العامل المركزي مساوياً لقيمة الجذر التربيعي.

٩ _ وفيما يلي مصفوفة الارتباط الأولى وحساب تشبعات العامل
 المركزى الأول:

والنتائج التي سنستعرضها في خطوات الطريقة المركزية هي نتائج دراسة الماجستير التي قام المؤلف بإعدادها عام ١٩٦٩ وعنوانها:

«دراسة تجريبية للقدرات النفسية الحركية المتطلبة في مهنة دلفنة الصلب».

ولقد تم في هذه الدراسة إعداد مجموعة من الاختبارات الحركية المقننة والتي أعدت بناء على نتائج تحليل العمل لمهنة الدلفنة بشركة الحديد والصلب بحلوان ثم طبقت على عينة من عمال خط إنتاج الدلفنة (الاسم الشائع الدرفلة) وبعد ذلك أجريت معاملات الارتباط اللازمة بين هذه الارتباطات للتوصل لهدف هذه الدراسة وهو: إعداد مجموعة من الاختبارات الحركية التي تقيس القدرات المتطلبة في هذه المهنة.

```
( )
, ; ; ; ; ;
      , <u>ફેર્ફર</u> ફ્રો
       7 · , if · , if · , o
```

وفيما يلي تشبعات الاختبارات على العامل المركزي الأول:

ب . حساب مصفوفة البواقي:

١ ـ يلزم لذلك إعداد جدول للمصفوفة وترقم الأعمدة والصفوف.

٢ ـ توضع كل من التشبعات في العامل الأول (بدون إشارة) فوق الرقم المقابل لكل متغير في العمود وكذلك بالنسبة للصف. وحينما تستخدم تشبعات العامل في حساب البواقي تعتبر كل هذه التشبعات موجبة بصرف النظر عن إشاراتها في مصفوفة العوامل. ويتم ضرب التشبعات بنفس صورة طريقة الجمع البسيط وبهذا يتكون الجدول النظري.

٣ ـ تحسب الارتباطات الباقية بطرح الناتج من تشبعات العامل في العمود والصف بالجدول النظري من الخلية المقابلة في مصفوفة الارتباط الأولى ويوضع الناتج في الخلية المقابلة في مصفوفة البواقي الجديدة (أي تطرح خلايا الجدول الناتج من حساب تشبعات العامل الأول من خلايات

مصفوفة الارتباط خلية خلية وتوضع في تلمكان لها).

٩ ـ تعتبر القيم المتبقية في الخلايا القطرية مساوية للقيم السابق
 تقديرها لهذه الخلايا مطروحاً منها مربع تشبعات العامل على كل متغير.

ه ـ ينبغي أن يكون حاصل الجمع الجبري لكل عسود أو صف في مصفوفة الارتباط المتبقية مساوياً للصفر (أو قريب منه نتيجة التقريب في العمليات الحسابية) ويتخذ هذا بمثابة مراجعة جزئية لدقة الحساب.

7 - ويبدأ من هذه الخطوة عملية استخراج التشبعات للعامل التالي بنفس الطريقة السابقة في استخراج تشبعات العامل الأول من مصفوفة الارتباط الأولى فيما عدا أنه من الضروري عكس بعض المتغيرات وإعادة تقدير الاشتراكيات لكل اختبار في كل مصفوفة من مصفوفات البواقي. ينبغي أن يعاد تقدير الاشتراكيات بوضع أعلى معامل ارتباط متبقى في كل عمود بصرف النظر عن إشارة معامل الارتباط الذي استخدم في تقديره. وهذه الاشتراكيات المعاد تقديرها لن تستخدم إلا في الخطوة رقم (١١) من القسم التالي (ج) عند استخراج تشبعات العامل الثالث.

وفيما يلي جدول بواقي العامل الأول.

```
되기 미국 기위의 테이국 취취 및 이미국
                  ₹
, ㅎ 뉘도 뉘쉬피스 그 뭐ㅎ 그 ㅎ 하히
                  7
 . 시키ミ피티콘 6 ፣ 디피드 4
    =
     · · · · : 의로 / 기리 / 시
      , : 5 위치되되시ㅋ
        , 그 기미워워디디
         · : = 커쉬기:
          . 기취되다 표
           . 주의되어
            - 이치성
               اذ
```

وفيما يلي التشبع على العامل المركزي الثاني والمستخرج من بواقي العامل الأول:

التشبع	الاختبار	رقم	التشبع	الاختبار	رقم
·,٣4 ·, 77 ·, 79 ·, 77	نقر متسع زمن رجع عام تتبع تصویب (۱) تتبع تصویب (۲) تصویب ثبات	_9 _1, _11 _17 _17 _18	·, \\ - ·, \\ - ·, \tau - ·, \\ ·, \\ \\ - ·, \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\	قوة يدين مثابرة عضلية يمنى مثابرة عضلية يسرى تمييز إدراكي تتبع مميز تمييز علامات	-1 -4 -4 -5 -0
•,٣٩= •,1•= •,1#=	تآزر بدين	-10 -17 -17	•, 71	إدراك اختياري وضع علامات	-V -A

جـ الانعكاس (عكس الإشارات):

إذا كان أي من مجاميع الأعمدة (مع حذف القيم القطرية) في مصفوفة البواقي سلبياً يكون من الضروري أن نعكس إشارات الصفوف والأعمدة المقابلة له في مصفوفة البواقي ويكون هذا هو الحال عادة في كل مصفوفات البواقي في العوامل المركزية والهدف من عملية الانعكاسات هذه هو جعل المجموع الجبري الكلي لكل القيم الموجودة في الجدول موجبة بقدر الإمكان وينبغي أن يكون ذلك بإتباع الخطوات التالية:

١ - تجمع الأعمدة ويوضع حاصل جمعها على يسار صف المجاميع.

٢ ـ يختار العمود الذي به أكبر مجموع سلبي وينقـل مجمـوع هذا

العمود في الصف التالي مباشرة مع تغيير إشارته إلى موجبة ويرمز لهذا الصف برقم المتغير المنعكس.

٣ ـ توضع علامة أمام العمود المنعكس وكذلك فوق الصف المقابل له
 لكي تدل على أن هذا المتغير قد عكس .

٤ - تضاعف قيمة الباقي في الصف المنعكس وبالنسبة للعمود اللذي عكس وتغير إشارته وتجمع هذه القيمة على مجموع العمود ثم يدخل المجموع الجديد في الخلية المقابلة في الصف التالي الذي يرمز إليه برقم العمود ـ المنعكس.

7- بعد أن نحصل على كل القيم في هذا الصف الجديد بتلك الطريقة تجمع هذه القيم وإذا كان الحساب صحيحاً فإن مجموع هذا الصف ينبغي أن يكون مساوياً لمجموع الصف السابق مضافاً إليه أربعة أضعاف مجموع العمود الذي سبق عكسه. ويجب أن تتأكد من نتيجة هذه المراجعة بالنسبة لكل صف قبل إجراء الانعكاس التالي.

٦ ـ إذا كان مجموع من المجاميع الجديدة للأعمدة سلبياً يختار أعلى
 هذه الأعمدة في المجموع السلبي باعتباره العمود التالي الذي يجب عكسه.

٧ ـ تكرر العملية الموجودة في الخطوات من ١ ـ ٤ وذلك باستخدام المجاميع المعدلة للأعمدة في الصف السابق بدلاً من المجاميع الأصلية للأعمدة. ومع هذا فإنه لا تعكس إشارات الأعمدة التي سبق عكسها مرة قبل إضافة القيم المضعفة.

٨ - إذا حدث أثناء عملية الانعكاس أن عكس عمدود ما والصف المقابل له أكثر من مرة في نفس المصفوفة فبالنسبة للانعكاس الأول والثالث (أو أي رقم فردي) ينبغي أن تغير إشارة القيمة المضاعفة قبل أن نضيفها إلى

المجموع المعدل للعمود كما في الخطوة رقم (٤) وأما بالنسبة للانعكاس الثاني أو أي رقم زوجي فإن إشارة القيمة المضاعفة تبقى كما هي عند الإضافة.

٩ _ يظل الاستمرار في عملية الانعكاس حتى تصبح كل مجاميع الأعمدة صفراً أو إيجابية ويتم في كل صف تطبيق المراجعة المذكورة في الخطوة (٥).

١٠ ـ يتم تغيير إشارات القيم في مصفوفة الارتباطات أو مصفوفة البواقي كما يلي:

أ ـ تعكس إشارات كل القيم في الصفوف المنعكسة التي ليست في الأعمدة المنعكسة.

ب _ تعكس إشارات كل القيم في الأعمدة المنعكسة التي ليست في الصفوف المنعكسة.

١١ ـ نحصل حينئذ على التشبعات بالنسبة للعامل التالي بالخطوات
 السابقة .

١٢ ـ توضع التشبعات في العمود المخصص لها في مصفوفة تشبعات العوامل المركزية أمام العامل المركزي الثاني.

١٣ ـ تجدد إشارات التشبعات المركزية كما يلى:

أ ـ تكون إشارة العامل الذي عكس من واحدة أو عدداً فردياً من المرات عكس إشارته في العامل السابق.

ب ـ تكون إشارة العامل الذي لم يعكس أو عكس عدداً زوجياً من المرات هي نفس إشارته في العامل السابق.

١٤ ـ نحصل على مصفوفة البواقي الثانية وما يليها من مصفوفات البواقي بنفس الإجراءات التي استخدمت في الحصول على مصفوفة البواقي الأولى.

10 ـ يمكن أن نحصل على مراجعة لصحة تشبعات العامل بإعادة استخراج الارتباطات من تشبعات العامل والفروق بين الارتباط الأصلي والارتباط المعاد استنتاجه ينبغي أن يكون مساوياً للارتباطات المتبقية المقابلة في مصفوفة البواقي الناتجة من استخراج آخر عامل مركزي.

وفيما يلي مصفوفة بواقي العامل الثاني وحساب تشبعات العامل المركزى الثالث:

```
기 기기 등 하 기 수 수 등 수 등 그 등 취 때 기 중
                           ₹
 · - : ㅋ : 쉬ㅋ 6 씨 : ㅋ 씨쉬는 되신
                           5
  6
    - 워드 기위하 하 레쉬워 디스 ㅋㅋ
                           ī
     - 키기구 키기프 키키우 키리기
                           7
       · 회원수 > 원디티디스 4 4
                           7
        , 리디스 시스크 시킨스 네
          그 프리워드 되는 씨워의
           . 그 그 의 귀 귀 씨 의 씨
            그 취취되어야수의
              . 기수 기계되지
                - 취급되하다
                 . 존취되다
                    . 5 6
                      , 뒤
```

وفيما يلي تشبعات العامل المركزي الثالث المستخرجة من مصفوفة بواقي العامل الثاني.

التشبع	الاختبارات	رقم	التشيع	الاختبارات	رقم
,,", ,,1V ,,1V ,,1V ,,TV ,,TO	نقر متسع زمن رجع عام تتبع تصویب (۱) تتبع تصویب (۲) تصویب ، تصویب ، ثبات ثبات ثبات ید تآزر یدین رأی المشرف	-9 -1. -11 -17 -18 -10 -17	·, \\ ·, \\	قوة اليدين مثابرة عضلية يمنى مثابرة عضلية يسرى تمييز إدراكي تتبع مميز ، تمييز علامات إدراك اختياري وضع علامات	-1 -7 -8 -7 -7 -7

وفيما يلي مصفوفة بواقي العامل الثالث وحساب تشبعات العامل الرابع:

```
그 그 그 기 기 위 : 그 수 귀 심 기 도 가 그 그
                              ₹
, ㅎ ㅠ > 귀 이 되 그 그 그 그 이 이 그 ㅠ
  . ㅋㅋ하기ㅋㅋㅋ사기기하다기~
   그 시수 그 되시나 : : 하고 되지 :
                             =
     · - 선선기위= = 미디그 : =
                             =
       ( 그 디씨 6 그 2 2 세계 : 기
                             17
        . . . 시키워드 뭐니니니
                             ____
                             -
          그 그 하는 프로 디자디호
            - 시시시> = 피키기
             しつうこうこんず
               · 신기되: 2 =
                . 괴기# 4 #
                  , 그 피커의
                    , 심위치
                       · 3
```

وفيما يلي تشبعات العامل الرابع المركزي والمستخرجة من مصفوفة العامل الثالث.

التشبع	الاختبار	رقم	التشيع	الاختبار	رقم
٠, ۲۸	نقر متسع	-1	٠,١٧	قوة يدين	-١
٠,٤٦	زمن رجع عام	-1.	٠,٤٠_	مثابرة عضلية يمنى	- ۲
٠, ١٣	تتبع تصویب (۱)	-11	٠,٣٢	مثابرة عضلية يسرى	-٣
٠,١٨_	تتبع تصویب (۲)	-17	1,17	تمييز إدراكي	-£
٠, ١٣	تصويب	- 17	1, 74	تتبع مميز	. ه .
۔ ۱۰,۰۵	ثبات	-11	- ۲۰,۰	تمييز علامات	٦-٦
1,10	ثبات يد	-10	٠,١٤_	إدراك اختياري	-٧
٠,١٨_	تآزر يدين	-17	٠,١٧_	وضع علامات	-۸
٠,١٧	رأي المشرف	- 17			

وفيما يلي بواقي العامل الرابع وحساب تشبعات العام الخامس:

```
· 최취취기속 기위하신: 리피토토토호
                            ₹
 ( 그 이그 이수 그 내내 취심 그 그 기고 취
  그 씨리크 커피 외우 주 뭐이 시시에는
    그 이그 귀구 그 그 기 때 이 이 씨기
     1 こうこうりょうそうけん 引
                            7
       - 시작기국기주피: 시원기
        1 ㅋㅋㅎㅋ키드리하그님
          1 구구기구 6 되고 심히
           , 귀하하: 그 ㅋ 그 기
             , 기기도 하시시고
              · 디쉬 : 씨 : 피
                . 기취대 취득
                 그 그 그 씨씨
                   , ২২ব
                    , ; :1
```

وفيما يلي العامل المركزي الخامس المستخرج من مصفوفة بواقي العامل الرابع.

الاختبار	رقم	التشبع	الاختبار	رقم
نقر متسع	_4	٠,٤٥_	قوة يدين	-1
زمن رجع عام.	-10	٠,٠٥_	مثابرة عضلية يمنى	_ Y
تتبع تصوّیب (۱)	-11	٠,١٧_	مثابرة عضلية يسرى	-٣
تتبع تصویب (۲)	-17	۔ ه٠,٠٥	تمييز إدراكي	- £
تصويب	- 18	٠,٤٠	تتبع مميز	_0
ثبات	- \ ٤	٠,٧٦_	تمييز علامات	_٣
ئبات يد	-10	٠,١٩	إدراك اختياري	~٧
تآزر يدين	-17	٠,١٧_	وضع علامات	-^
رأي المشرف	- 17			
•	نقر متسع زمن رجع عام. تتبع تصویب (۱) تتبع تصویب (۲) تصویب ثبات ثبات ثبات ید تآزر یدین	 ٩- نقر متسع ١٠- زمن رجع عام. ١١- تتبع تصويب (١) ١٢- تتبع تصويب (٢) ١٣- تصويب ١٤- ثبات ١١- ثبات يد ١٦- تأزر يدين 	- ۹ ، ۶۵ . - ۹ ، ۶۵ . - ۱۰ ، ۱۰ . - ۱۰ . - ۱۰ ، ۱۰ . - ۱۰ .	قوة يدين - ٠, ٤٥ - نقر متسع مثابرة عضلية يمنى - ٠, ١٠ - زمن رجع عام . مثابرة عضلية يمنى - ١٠, ١١ - تتبع تصويب (١) مثابرة عضلية يسرى - ٠,٠ ١١ - تتبع تصويب (٢) تتبع معيز - ٠,٠ ١٢ - تصويب تتبع معيز - ٠,٠ ١٣ - تصويب تمييز علامات - ٢٠, ١٩ - ثبات يد إدراك اختياري - ١٩ ، ١٩ - ثبات يد وضع علامات - ١٠, ١٠ - ١٠ تآزر يدين

وفيما يلي مصفوفة بواقي العامل الخامس وحساب تشبعات العامل السادس.

```
₹
 . 하기 : * : * 시시기기 : : > : 다 :
   1 6 2 7 4 3 7 2 3 3 3 4 2 7 6 3
    · 원그 위치를 기위하는 하다 때 위
                             1
      고 씨기워씨: ㅋ૨ㅆ 네니ㅋ 기
                             1 4
       - 그 씨리스 기수 > : 기위기
         1 그 심위하 속 사 되는 시기
           , . . . . . . . . . . . . . . . . . .
            . 기기: 기위기기기
             그 귀하나 때 원래동
                . 최고도 위:
                   . . . . . . .
                     1 4 4 7
                      , ২뒤
```

وفيما يلي تشبعات العامل المركزي السادس المستخرجة من بواقي العامل الخامس.

ر التشبع رقم الاختيار التشبع	رقم الاختبا
۱۰,۱۰ - نقر متسم - ۲,۱۰ - ۱۰ - ۱۰,۱۰ - ۱۰ - ۱۰,۱۲ - ۱۰ - ۱۰,۱۲ - ۱۰ - ۱۰,۱۲ - ۱۰ - ۱۰,۱۲ - ۱۰,۱۲ - ۱۱ - ۱۰,۱۲ - ۱۱ - ۱۰,۱۲ - ۱۲ - ۱۲ - ۱۲ - ۱۲ - ۱۲ - ۱۲ - ۱۲ -	توة اليدين ك مثابرة عضلية مثابرة عضلية تمييز إدراكي تسع مميز تمييز علامات إدراك اختيار وضع علامات

د .. محكات استخلاص العوامل المركزية:

لمعرفة عدد العوامل التي علينا أن نستخلصها، من مصفوفة الارتباط نقوم بتطبيق المعادلة الآتية لتحديد الحد الأدنى من العوامل التي يتم استخلاصاً.

$$\frac{1+0AV-1+0Y}{Y} = 0$$

حيث يدل الرمز (م) على عدد العوامل، والرمز (ت) على عدد الاختبارات. والنتيجة في حالة المثال السابق عرض مصفوفة ارتباطه الأصلية، ومصفوفات بواقية هي أن العوامل التي يتم استخلاصها بناءاً على هذه المعادلة = ٣٠,١١. وفي حالة عدم تمشي تلك النتيجة مع الفروض (وهو ما حدث في هذا المثال) وتسير عليه معظم البحوث هو أن عدد العوامل يجب

أن لا يزيد عن ثلث عدد الاختبارات، أي عدد الاختبارات مقسوماً على ثلاثة.

ويستخدم محك بيرت _ بانكز Burt-Banks لتحديد الخطأ المعياري للتشبع الصفري فعن طريقه يمكن الوصول إلى عدد التشبعات التي ليس لها دلالة وعندما تصل إلى أكثر من ٥٠٪ من عدد الاختبارات يتم إيقاف استخلاص العوامل ومعادلة المحك هي:

الخطأ المعياري للتشبع الصفري ر =

حيث (ن) عدد الاختبارات، (ت) رقم العامل، (ن) عدد أفسراد العينة.

وإلى جانب المحك السابق يمكن استخدام محك مويزر Moiser's والذي يقوم على أساس تفرطح التباين الكلي للعوامل المتتالية بحساب هـ لكل عامل ثم تمثيل العلاقة هـ (مجموع مربع تشبعات الاختبارات على العامل) والعامل المقابل لها فيتم الحصول على خطبياني ياخذ في التفرطح حتى يصبح خطاً مستقيماً.

هـ المعادلة الأساسية للتحليل العاملي:

تنحصر المعادلة الأساسية للتحليل العاملي في قسمة حاصل جمع معاملات ارتباط الاختبار بالاختبارات الأخرى على الجذر التربيعي للمجموع الكلي لمعاملات الارتباط. والمعادلة كالآتي:

س = درجة تشبع الاختبار بالعامل.

بحدس أخ = مجموع معامــلات الارتبــاط بين الاختبــار وجمــع الاختبارات الأخرى.

مجـ ر = مجموع معاملات الارتباط في الجدول الارتباطي.

وفيما يلي مصفوفة البواقي النهائية .

₹ · 국 시기이기까수 : 뉴 : 기이야기기 7 · 기취 > 회존 최고 리티스 계속 최고 , 하: 그 하그 그 그 하하는 씨국 Ŧ , 在二二月间十二二十二 مصفوفة البواقي النهائية · 되되다 그 하는 하는 하 ा भाषांस्य २ २ ३ ३ · 하신다다뉴스 2 2 . ルニュ ゴゴニ , 되리그 + . 기취하 1 7

وفيما يلي تشبعات العوامل المركزية الست السابقة بعد تغير إشاراتها كما جاء في الخطوة رقم ١٣ (في الجزء جـ: الانعكاس). وقد جاء في هذه الخطوة أنه يتم تغير إشارات التبعات المركزية الست السابقة وفقاً لما يلي:

أ ـ تكون إشارة العامل الذي عكس مرة واحدة أو عدد إفرادياً من المرات عكس إشارته في العامل السابق.

ب ـ تكون إشارة العامل الذي لم يعكس أو عكس عنداً زوجياً من.
 المرات هي نفس إشارته في العامل السابق.

«جدول التشبعات على العوامل السنة قبل وبعد تغيير الإشارات»

التشبعات بعد تغيير الإشارات					رات	لإشاء	غبير ا	قبل ت	مات	التثب	الاختبارات	بُ	
٦	٥	£	۲	*		~	•	ź	۳	۲	١	الا حبارات	قسمسلسل
١٥	٤٥				۰۵	10	۵.	17	₩	1٨	۰۰	قوة البدين	1
17	• •	٤٠	:			۱۲	٠٥	٤٠	۲٠	4	۲۰	مثابرة يمنى	۲
77	. ,		۲۸		41	77	W	77	۲A	٤٠	41	مثابرة يسرى	٣
٣0	:	17	77	1.	۷۱	۳٥	70	17	14	1.	۷۱	تمييز إدراكي	٤
١٨	٤٠	44	ŧΫ	44	٥٤	⋾	٤٠	49	٤٧	44	٥٤	تتبع مميز	اه ا
17	۲٦.	70	٠٨	71	٤١	۱۲	77	70	자	71	٤١	تمييز علامات	۲
[14	14	١٤	77	71	71	18	19	11	1.	71	71	إدراك اختياري	v
١٤	۱۷	W	۱٥	۲١.	٥٦.	١٤	17	17	١٥	۲١.	٥٦	وضع علامات	٨
١٨	۲٠.	۲۸	٣٠	44	٤٩١	17	۲.	۲۸	۲٠	44	٤٩	نقر متسع	٩
74	14	٤٦	17	17	77	72	11	٤٦	۱۷	47	17	زمن رجع عام	1.
١٤	19	17	77	44	۲٥	18	19	۱۳	77	44	٥٦	تتبع تصویب (۱)	- 11
١٠٨	٠٨	7	۱۷	74	٤٧	٠٨	٠٨	7	17	24	٤٧	تتبع تصویب (۲)	11
$\overline{\cdot \mathbf{v}}$	77	17	۲۷	00	٠4	٠v	٣٢	۱۳	₹₹		14	تصويب	١٣
۱۳	7	۰۰	40	41	٤٤	75	٠٦	10	40	۲١	٤٤	ثبات	١٤
]₹⊽	٧٠	١٥	٤٧	स्र	11	۲۷	٧.	١٥	ξŸ	۳٦	١٤	ثبات مميز	١٥١
M	10	17	١٤	77	۱۷	77	10	14	18	1:	۰۷	تآزر يدين	17
40	۲١	īv	77	17	17	70	۲۱	۱۳	74	17	15	رأي المشرف	17
نـــا			_		لـــــا								

وفيما يلي جدول حساب قيمة الارتباط الأصلي من البواقي النهائية ومن العوامل المركزية كما جاء في الخطوة ١٥ (من جـ: الانعكاس). وتتلخص هذه الطريقة في أنه لو تمكنا باستخدام البواقي بعد العامل السادس

والتشبعات على العوامل الست من الحصول على قيمة الارتباط الأصلي لذل (الارتباط الذي يقع على يسار الخلية القطرية في مصفوفة الارتباط الأولى) ذلك على دقة خطوات التحليل العاملي، وذلك إذا كان الفرق بين قيمة الارتباط الأصلي والمجموع الناتج بعد إضافة الباقي بالإشارة المعدلة لا دلالة له. وتستلزم عملية حساب قيمة الارتباط الأصلي تغيير إشارة بواقي الاختبارات التي أجرت لها الانعكاس أثناء عملية التحليل ويكون ذلك بأن تظل إشارة التشبعات التي انعكست عدداً زوجياً من المرات كما هي، أما التشبعات التي انعكست عدداً فردياً من المرات فتغير الإشارة الخاصة بها. وبعد ذلك يتم حساب الارتباط الأصلي بضرب تشبع كل اختبارين على الموامل الستة ثم يضاف هذا الناتج على قيمة البواقي بعد العامل السادس (وهنا قيمة البواقي على يسار الخلية الخلية القطرية في مصفوفة البواقي النهائي والباقي الخاص بالعملية رقم ١٧ هو باقي اختبار ١٧٠١). وبعد ذلك يتم إيجاد الفرق بين هذا الناتج بعد إضافة البواقي إليه وبين قيمة الارتباط الأصلى.

«جدول حساب الارتباط الأصلي من البواقي النهائية»

الفرق	قيسة الارتباط الأصلي	المجمسوع الناتسج بعسد إضافسة الباقي	البواقي	عدد الانعكاسات	الاختبارات	رقم
٠,٠٠٨١_	.,	٠,٠٥٨١	, \	7	7 ()	١
, 174	٠,٤٨٠٠	٠,٤٦٧٧	.,	٨	4,4	۲
٠,٠٠٥٣	.,14	۰,۱۳۵۳	• , -7 • •	٧	٤،٣	۲
1,114	٠,٦٨٠٠	٠,٦٨٢٩	•, 17	٥	ع، ه	٤
1,	٠,١٦٠٠	٠,١٦٢٧	٠,٨٠٠	٦	7 (0	٥
••,•	.,	٠,١٠٨٨	٠,٠٤٠٠	٦	٧،٦	٦
1,40	.,\0	٠,١٥٣٥	٠,٠٥٠٠	£	۸،۷	٧
1,1	٠,٣٧٠٠	٠,٣٧٠١	٠,٠٣٠٠	4	۹ ،۸	٨
٠,٠،٣٠	٠,٤٨٠٠	٠,٤٧٧٠	.,	١	1.4	٩
.,٤_	٠,١١٠٠	1,1197	1, 12.1	۳	11 .11	١٠]
٠,٠٠٦٦	., 49	1,7977	., .;	٤	11.71	11
٠,٠٠٤١_	•,•1••	٠,١٤١_	•, ••••	٥	14.14	17
٠,٠٠١٨_	.,	٠,٠٥١٨_	٠,٠٩٠٠	٥	18 . 14	14
٠,٠٠٣٤	.,17	٠,١٢٣٤	• , • ₹• •	٥	10 612	١٤
.,1_	٠,٦٠٠	.,.054	1,1011	٧	17 (10	١٥
٠,٠٠٧٤	1,, 4	٠,٠٩٧٤_	.,	٧	17 617	١٦
٠,٠٠٣٧	٠,١٨٠٠	• , ۱۸۳۷	٠,٠٤٠٠	•	۱،۱۷	1

تدوير المحاور للعوامل المركزية Rotation of Axse

يذهب ثرستون إلى أن العوامل المركزية لا يمكن تفسيرها تفسيراً نفسياً الإ بعد إدارة المحاور بتويل نمط التشبعات إلى التركيب البسيط Structure ويوجه سبيرمان النقد لهذه العملية حيث يقرر إدارة المحاور حتى تحصل على أقصى عدد من التشبعات الصفرية ينتج عنه تقسيم العامل العام إلى عدد من العوامل الصفرية عديمة الدلالة. ويؤيد سيرل بيرت سبيرمان إلا أن ثرستون دحض رأيهم بأن إدارة المحاور توصل لنفس العوامل بتحليل نفس الاختبارات في بطاريات مختلفة وتؤيد دراسات جلفورد وكوكس رأيه هذا.

ويحدد ثرستون معايير التركيب البسيط بخمس.

أولاً: لا بدأن يحتوي كل صف في التحليل على تشبع صفري على الأقل (ببساطة الاختبار).

ثانياً: يحتوي كل عمود على عدد من التشبعات الصفرية يعادل عدد العوامل على الأقل (طائفية الاختبار).

ثالثاً: إذا أخذنا أي عمودين من أعمدة التشبعات ينبغي أن يكون بهما عدد من الاختبارات التي تتلاشى تشبعاتها بأحد العاملين فقط دون أن تتلاشى تشبعاتها بالعامل الآخر معادلاً لعدد العوامل على الأقل (الاقتران البسيط).

رابعاً: بالنسبة للدراسات التي تتضمن أربعة عوامل أو أكثر فيجب أن يكون هناك عدد من المتغيرات ذات تشبعات صغيرة جداً بأي زوج من العوامل بحيث يمكن إهمالها. خامساً: كما يجب أن يكون هناك أيضاً عدد قليل من المتغيرات مشبعة بتشبعات ذات دالة لأي زوج من العوامل. وهذه المعايير السابقة تنطبق على التدوير المائل بسهولة أكبر مما يحدث مع التدوير المتعامد.

ويورد كاتل محكات عملية التدوير على النحو الآتي بحيث تصبح كل التشبعات موجبة أو صفرية وهي تدوير المحاور لكي تتفق مع الاكتشافات السيكولوجية أو الإكلينيكية وذلك بمرور المحاور خلال تجمعات المتغيرات أو الأعراض المعروف وجودها في هذه الاكتشافات، كذلك تدوير المحاور لتتفق مع العوامل السابقة في التحليلات العاملية السابقة، ثم تدويرها لوضعها خلال مراكز التجمعات، كذلك تدوير المحاور لتتفق مع العوامل المتعامدة التي يكشف عنها بالتالي، وأخيراً تدوير المحاور لإنتاج تشبعات تتفق مع التوقعات النفسية العامة.

أ .. التدوير المتعامد للعوامل المركزية:

يحتفظ التدوير المتعامد Orthogonal Rotation بالتعامد القائم بين العوامل الأصلية ويدل على أن معاملات ارتباط العوامل يساوي صفراً وذلك لما يتميز به عن التدوير الماثل . Oblique R من استقلال أي عدم ارتباط المحاور وبساطة تناوله حسابياً وبالرسم البياني . كذلك فإن زواياه ثابتة بين المحاور ولا تختلف باختلاف العينة كما في التدوير الماثل .

ب - المعادلة الأساسية لعملية التدوير:

تعتمد المعادلة الأساسية لعملية التدوير على جيب زاوية التدوير وجيب تمامها وذلك حسب اتجاه المحوريين كما يلي:

١- إذا كان التدوير في اتجاه عقرب الساعة Clockwise Rotation تصبح معادلة التدوير:

ت ١ بالعامل الأول = ت ١ بالعامل السابق × جيب تمام زاوية التدوير + ٢ بالعامل السابقة × جيب زاوية التدوير.

ت ٢ بالعامل الثاني = ت ١ بالعامل السابق × جيب زاوية التدوير + ت ٢ بالعامل السابق × جيب تمام زاوية التدوير.

Y _ إذا كان التدوير في عكس عقارب الساعة Counter Clockwise عصارب الساعة كان التدوير. Rotation

ت ١ بالعامل الأول = ت ١ بالعامل السابق × جيب تمام زاوية التدوير + ت ٢ بالعامل السابق × جيب زاوية التدوير.

ت ٢ بالعامل الثاني = ت ١ بالعامل السابق × جيب زاوية التدوير + ت ٢ بالعامل السابق × جيب زاوية التدوير.

وتتلخص تلك المعادلة في الوضع الآتي وذلك تسهيلاً للعمليات الحسابية:

١ ـ التدوير تجاه عقرب الساعة:

ت خ ۱ = ت ۱ جتا (- ت ۲ جا) ت خ ۲ = ت ۲ جنا (- ت ۱ جا)

٢ ـ التدوير عكس عقرب الساعة:

ت خ ۱ = ت ۱ جنا (- ت ۱ جا) ت خ ۲ = ت ۲ جنا (+ ت ۲ جا).

تعليق:

في دراسة لنا عن «القدرات النفسية الحركية المتطلبة في مهنة دلفنة الصلب» أجرينا التدوير المتعامد للعوامل المركزية الست السابقة عرضها

استخدمنا ورق مربعات ملليمترات من النوع الشفاف رسم عليه محوري التدوير ثم قمنا بتجربة استخدامه في استخراج العوامل المدارة على النحو التالي بهدف الوصول إلى طريقة اقتصادية في التدوير من ناحية الوقت:

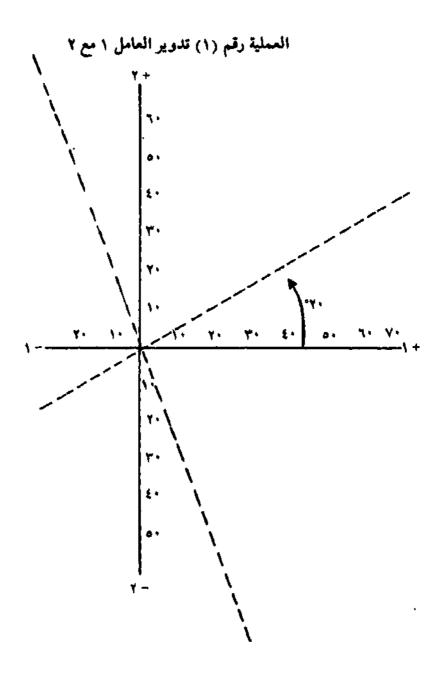
١ ـ يوضع محوري الشفاف على كل من محوري العوامل المركزية
 بعد وضع النقط التي تمثل عامل التدوير في كل عملية .

٢ ـ التأكد من ظهور العلامات التي تمثل الاختبارات على العاملين
 المراد إدارتهما.

٣ إدارة ورق الشفاف بحيث يقع محوري الشفاف على مجموعة من
 النقط لتي تمثل الفرض الذي في ذهن الباحث.

٤ ـ يحسب تشبع العاملين الذي تم تدويرها حسب ظهـور النقـط في
 ورق الشفاف بعد إدارة محورها.

وفيما يلي مثالاً بيانياً لعملية التدوير ويمشل ذلك العملية الأولى في تدوير العوامل الست السابقة وذلك بالنسبة للعامل الأول والعامل الثاني أي تدوير ١ مع ٢. ويبين الخط المستقيم المتصل المحاور قبل التدوير كما يبين الخط المستقيم المتحاور بعد التدوير عكس اتجاه عقرب الساعة بزاوية قدرها عشرون درجة (٣٠٠).



وبعد إدارة محاور العوامل المركزية تدويراً متعامداً بالصورة السابق عرضها تم الوصول للعوامل المتعامدة الست الآتية:

العامل	العامل	العامل	العامل	العامل	العامل		
(1)	(0)	(£)	(٣)	i -	(1)	الاختبارات	رقم
صفر	1	٠٧	44	75	×	قوة اليدين	-1
71	•4	44	17	٤٦	صفر	مثابرة عضلية يمنى	_ Y
77	19	YA	19	7	صفر	مثابرة عضلية يسرى	- 4
١٤	٤٤	•٧	17	17	77	تمييز إدراكي	- £
٣٤	٧٦	صفر	صفر	19	40	تتبع مميز	اه ـ
19	صفر	17	٧٨	١٦	٤٢	تمييز علامات	-٦
19	7 £	77	۱۳	۰۷	۱۷	زمن رجع اختياري	- 🗸
77	١٦	٣٠	۰۵	صفر	۲٥	وضع علامات	- ^ [
14	صفر	٤٨	صفر	17	44	نقر متسع	-9
صفر	19	٤٦	44	19	۳۰	زمن رجع عام	-1.
19	٥٠	• ٧	٠٧	صفر	٤٥	تتبع تصویب (۱)	-11
صفر	٠٧	71	19	ⅳ	٤٨	تتبع تصویب (۲)	- 17
٤٧	۱۳	19	صفر	१ ५	11	تصويب	- 14
صفر	صفر	صفر	77	صفر	۳٥	ث بات	-18
££	74	17	41	۲A	17	ثبات اليد	- 10
صفر	•٧	77	77	٠٩	صفر	تآزر يدين	- 17
17	**	19	44	₹	صفر	مقياس التقديو	- 17
		<u></u>	<u> </u>				

واتضح من الجدول السابق أن المعايير التي أوردها كاتل عن العوامل المتعامدة تنطبق إلى حد كبير على العوامل المتعامدة السابقة ، ويتم بعد ذلك تفسير العوامل المتعامدة السابقة ، ويعتبر التشبع ٣٠,٠ فما فوق هو الحد الذي لا يؤخذ دونه في الاعتبار عند التفسير. وفيما يلي العوامل الست ومسمياتها بناء على هذا الحد، وترتيب الاختبارات حسب تشبعاتها ترتيباً تنازلياً.

	١ ـ العامل الأول: زمن الرجع
٠,٦٠	١ ـ التمييز الإدراكي
٠, ٥٦	۲ ـ وضع علامات
٠,٥٦	٣ ـ. نقر متسع
• , 0 £	؛ ـ تتبع تصویب (۱)
٠, ٥٢	ه ـ ثبات
٠,٤٨	٣ ـ تتبع تصويت (٢)
٠,٤٢	٧ ـ تمييز علامات
۰,۳٥	٨ ـ تتبع مميز
٠,٣٠	۹ ــ زمن رجع
	٢ ـ العامل الثاني: المثابرة العضلية
٠, ٥٣	١ ـ المثابرة العضلية اليسرى
٠,٤٦	٢ ـ المثابرة العضلية اليمنى
٠,٤٦	٣ ـ تصويب
٠,٣٤	۽ ۔ قوة يدين
	٣_العامل الثالث: قوة الأيدي
٠,٣٩	١ ـ قوة يدين
	\$14

٠,٣٦	۲ ـ ومن رجع
٠,٣١	٣ ــ ثبات يده
٠, ٧٧	٤ ـ مقياس التقدير .
	 ٤ ـ العامل الرابع: سرعة حركة الأصابع
٠,٤٨	۱ نقر متسع
٠,٤٦	۲ ـ زمن رجع
٠,٣٠	٣_وضع علّامات
بط	 العامل الخامس: التآزر الحركي البسي
٠,٧٦	۱ ـ تتبع مميز
٠,٥٠	۲ ـ تتبع تصویب (۱)
٠,٤٤	٣ ـ تمييز إدراكي
٠, ٢٧	٤ ــ مقياس التقدير
	٦ ـ العامل السادس: ثبات الذراع
٠,٤٧	١ ـ تصويب
٠, ٤٤	۲ ـ ثبات ید
٠,٣٤	٣ ـ تتبع مميز

التفسير النفسي للعوامل المتعامدة

يجمع الكثيرون ممن استخدموا التحليل العاملي على أن العوامل التي تنشأ في تجربة من التجارب تكون متعلقة بالاختلافات الواضحة في التعليم والخبرة والوضع الثقافي لعينة التجربة، ليس ذلك فقط بل ذهب ثرستون إلى أن الأعمار المختلفة ـ لأفراد العينة تظهر تشبعات عاملية مختلفة على نفس الاختبارات، كذلك ذهب وودرو إلى أن التدريب يلعب نفس الدور.

ويذهب جلفورد إلى أن العوامل تعتمد على الظروف المحيطة بمصدر البيانات والتي يعتمد عليها التحليل وبعض هذه الظروف يرتبط بطبيعة العينة والبعض الآخر يرتبط بطبيعة الاختبارات ومحتوياتها كمستوى صعوبة الاختبار والذي عادة ما يكون نسبياً بالنسبة للعينة المختبرة، كذلك زمن الاختبار. وعلى هذا وقبل أن نستطرد في مناقشة العوامل المركزية التي استخلصناها وتفسيرها لا بد أن نناقش ذلك في ضوء مواصفات عينة التجربة التي نحن بصددها على اعتبار أن العوامل التي استخلصناها في تجربتنا تعتبر نتيجة للعينة بتلك المواصفات، بحيث أثرت في تركيب العوامل بالشكل التي تؤثر في العوامل بالشكل التي تؤثر في العوامل .

١ _ الطبقة :

وأول هذه النواحي الطبقة التي ينتمي إليها الشخص في البحث، وقد وجه سبيرمان (١٩٢٧) الأنظار إلى الفروق الجماعية في النماذج العاملية بقوله وثمة أمر هام على تشبع القدرة بالعامل يبدو أنه الطبقة التي ينتمي إليها الشخص في البحث. قد وجد مصطفى سويف فروقاً جوهرية في مستوى الاستجابة بين المصريين والإنجليز كما أمكنه في تلك الدراسة من استخلاص عامل ثالث جديد، ويتبين لنا ذلك في مثالنا السابق، الأمر الذي لا يمكن إهماله.

٢ _ العمر:

وثاني هذه النواحي العمر إذ تشير البحوث إلى أن القدرات تصبح فعلاً أكثر تخصصاً كلما تقدم الطفل في العمر، فبين أطفال الحضائة تبين أن العامل العام كبير نسبياً والعوامل الطائفية أقل أهمية، وقد تبينت هذه النتائج في تقنين مقياس وكسلر بلفيو (أثر تغير العمر في النمط العاملي بين الكبار)

فقد متوسط معاملات الارتباط في الاختبارات الداخلية في هذا المقياس بانتظام من مجموعة أعمار التسع سنوات إلى مجموعة أعمار ٢٥ ـ ٢٩ وهي بهذا تتفق مع نتائج الدراسات الأخرى إلا أنه في مجموعة الأعمار ٣٥ ـ ٤٤ ارتفع متوسط معاملات الارتباط إلى ٢٣, ، وفي مجموعة ، ٥ ـ ٥ و ارتفع ثانيا إلى ٤٣, وهي بهذا تتفق مع نتائج الدراسات الأخرى . إلا أنه في مجموعة الأعمار ٥٠ ـ ٥ و ارتفع ثانيا إلى ٤٣, ، وبهذا فقد قدم التحليل دليلاً على وجود عامل عام يتدخل في اختبارات مجموعة التسع سنوات وفي مجموعة وجود عامل عام يتدخل في اختبارات مجموعة التسع سنوات وفي مجموعة الأساسي وفي بحثنا نجد أن الأعمار تتراوح بين ١٨ ـ ٣٣ عاماً بمتوسط عمر ٥٠ ـ ٢٥ وانحراف معياري ٤٤,٤ وبهذا نستطيع أن نرى أن متوسط معاملات الارتباط الذي وصل إلى ٥٠ . ، ينبثق تماماً عن الخصوصية التي يتم الأداء في هذه السنة .

٣ ـ التعليم:

يلعب مستوى التعليم دوراً لا بأس به في التركيب العاملي، فقد كتب طومسون عند مناقشته للتطورات الأخيرة في نظريته الخاصة بالعينات ما يأتي و. . . يمكن ملاحظة قبل عام في التقارير التجريبية ما يؤيد أن البطاريات لا يتسنى شرحها بعدد قليل من العوامل في الكبار كما هو في الأطفال، وقد يكون ذلك بسبب أن تعليم الكبار ومهنتهم قد فرضوا تركيب معيناً على عقولهم لا يوجد لدى الصغار وبعض هذا التركيب فطري دون شك إلا أن أكثره يحتمل أن يكون راجعاً إلى البيئة والتعليم والحياة». وفي بيانات وكسلر بلفيو كانت التغيرات في أنماط العوامل بين الأشخاص الأكبر سناً موازية تماماً للفروق التعليمية بمجموعة الأعمار ٢٢ ـ ٢٩ تبدو أكثر تخصصاً في القدرات كما أبدت نفس هذه الملاحظة المجموعة ذات التعليم الثانوي بينما أبدت المجموعة التي تراوحت أعمارها بين ٣٥ ـ ٤٤ والتي تراوح

مستوى تعليمها بين المرحلة السادسة إلى السنة الأولى من التعليم الثانوي تخصصاً أقل في القلرات وأما المجموعة الأكبر سناً والتي أبدت أقل قلر من التخصص فقد تراوح مستوى تعليمها بين المرحلة الخامسة والثامنة إلا أنه في بحثنا من المحتمل إلى حد كبير ألا يتفق مع وجهة النظر السابقة والتي تتلخص في أنه في كل من العمر المتوسط والذي يوازيه في التعليم مرحلة معينة مناسبة تشير الارتباطات بين أداء أفراد المجموعة على اختبارات إلى تخصص أعلى إذ لم يتفق عمر عينة البحث مع مستوى تعليمها كما في بحوث وكسلر إذا لم يصحب عمر أفراد العينة والذي يتراوح بين ١٨ - ٣٣ ارتفاع في مستوى التعليم وذلك لأن اختيار العينة تم على أساس طبقي عشوائي أي بالنسبة المثات وظيفية معينة يعمل أفرادها دون غيرهم في خط الإنتاج بمهنة الدلفنة كما أن المستوى التعليمي تراوح بين القراءة والكتابة والإعدادية العامة والثانوية العامة والصناعية ومساوى التعليم بهذه الصورة يلعب دوراً له وزنه في العوامل المستخلصة.

٤ - الخبرة :

والحقيقة أن الخبرة باعتبارها تمثل المدى الذي وصل إليه الفرد من التعليم اكتسابه للمهارات المختلفة ـ تلعب نفس الدور الذي يلعبه كل من التعليم والجرة فقد وجد بين جماعات الرجال الكبار أن معاملات الارتباط بينب كل اختبارين من ثلاثة اختبارات للمهارة اليدوية دائماً أعلى لدى العمال في الأعمال التكرارية الروتينية عنها بين الكتبة أو العمال المهرة . إذ بلغ بين العمال العاديين ٤١ , ٠ وبين الكتبة ٢٦ , ٠ وبين العمال المهرة ٢٥ , ٠ ، وهذا يوضح دور الجرة التي تكتسب أثناء التدريب أو الأداء الواقعي ولقد تراوحت خبرة العينة في تجربتنا بين سنة وسبع سنوات بمتوسط حسابي ٢١ , ٥٠ شهراً وانحراف معياري يعطينا فكرة عن مدى وانحراف معياري يعطينا فكرة عن مدى

التشتت في الخبرة بين أفراد العينة والذي يلعب دوره في التنظيم العاملي للاختيارات.

ه _ التدريب:

وجد وودر و Woodrow كما سبق أن بينا تغيرات ملحوظة في تشبعات الاختبارات بالعوامل بعد تدريب طويل. ولم تكن هذه التغيرات ناتجة عن اعتماد الدرجات على السرعة أو على القدرة العامة بعد التدريب كما كان متوقعاً. وقد حدثت تغيرات معينة في التكوين العاملي لأغلب الاختبارات أثناء التدريب دون أي دليل على زيادة دور السرعة أو القدرة العامة أو وجود عامل عام للتعلم وبالنسبة لعينة البحث فقد قصرت معلوماتنا عن أن تتزود بمعلومات خاصة عن من حصل منهم على برامج تدريبية ومن لم يتدرب وما بمعلومات خاصة عن من حصل منهم على برامج تدريبية ومن لم يتدرب وما العوامل.

المراجع

أولاً: المراجع العربية

- ١ ـ د. السيد محمد خيري ـ الإحصاء في البحوث النفسية والترببوية
 الاجتماعية النهضة العربية ـ ١٩٧٠.
- ٢ ـ د. فؤاد البهي السيد علم النفس الإحصائي وقياس العقل البشري ـ دار
 الفكر العربي ـ ١٩٧١.
- ٣ ـ د. فؤاد البهي السيد ـ الجداول الإحصائية لعلم النفس والعلوم الإنسانية الأخرى ـ دار الفكر العربي ـ ١٩٥٨.
- ٤ فان دالين تأليف محمد نبيل نوفل وسليمان الخضري الشيخ وطلعت منصور غبريال ترجمة سيد أحمد عثمان مراجعة مناهج البحث في التربية وعلم النفس الأنجلو المصرية ١٩٦٩.
- محمود السيد أبو النيل ـ دراسة تجريبية للقدرات النفسية الحركية المتطلبة
 في مهنة دلفنة الصلب ـ رسالة ماجستير غير منشورة مقدمة بكلية الآداب
 جامعة عين شمس تحت إشراف الأستاذ الدكتور السيد محمد خيري عام
 ١٩٦٩.
- ٦ محمود السيد أبو النيل ـ اختبار الشخصية الإسقاطي الجمعي ـ كتيب
 التعليمات ـ مطبعة دار التأليف بالمالية ـ ١٩٧٥ .
- ٧ _ محمود السيد أبو النيل _ اختبار الشخصية الإسقاطي الجمعي _ دراسة

محلية للثبات والصدق والفروق بين الجنسين ـ مطبعة دار التأليف بالمالية ـ ١٩٧٦.

٨ ـ محرم وهبي محمود ـ النظرية الإحصائية وتطبيقاتها ـ الجزء الخامس:
 تحليل التباين والتغاير ـ معهد التخطيط القومي ١٩٧١ .

ثانياً: المراجع الأجنبية

- 1. Garrett, E., Henry and Woodworth, R. s., Statistic in Psychology and Education, Vakils Folfer and Simons Private Lto, 1967.
- Anne Anastasia, Psychological Testing, The Macmillan, Comp., New York, 1961.
- 3. Fleishman, E. A., Testing for Psychomotor Abilities by means of Apparatus Tests, Psychological Bulletin, 50, 1953.
- 4. Eysenck, H. J., Handbook of Abnormal Psychology, Basic Books, Inc., N. W., 1960.
- 5. Garett, E., Henry, Great Experiment in Psychology, Appelton, Century Crafts, 1957.
- Guilford, J. P., Personality, McGraw-Hill. Book Comp., New York, 1959.
- 7. Guilford, J. P., Psychometric Methods, McGraw-Hill. Book Comp., New York, 1954.
- 8. Nunally, Tests and Measurement, McGraw-Hill. Book Comp., New York, 1954.
- 9. Vernon, Philip, E., The Structure of Human Abulities, London, Methuen, 1955.
- 10. Spearman, Human Ability, Wynп Jones, 1948.
- 11. Fruchter, Benjamin, Introduction to Factor Analysis, Van Nostrand Comp., 1964.
- 12. Runyon and Hobor Fundamental of Behavioral SEtatistics, Addison-Wesley Publishing Comp., London, 1973.
- Cassel R., N., and Kahn, T. C., The Group Personality Projective Test (GPPT), Psychological Reports, Monograph Supplement, 1-VB, 1961, p. 23.

فهئرس

٥	مقدمة الطبعة الخامسة
	مقدمة الطبعة الثانية
	الجزء الأول
	مبادىء الإحصاء
14	أولاً ـ جمع المعلومات وتصنيفها وتوضيحها بالرسم
14	ـ تعريف الإحصاء
	ـ فوائد الإحصاء
۲.	ـ فوائد الإحصاء: الأمية كمثال
	ثانياً ـ خطوات البحث الإحصائي
	١ ـ حجم المشكلة وأهميتها
	٧ ـ جمع البيانات الخاصة بالمشكلة
44	٣ ـ وسأثل جمع البيانات:
	أ ـ استمارة البحث
	ب ـ الملاحظة
	جــ الوسائـل الموضوعية
	٤ ـ مصادر جمع البيانات:
	أ ـ المصدر التاريخي

۳۱.	ب ـ المصدر الميداني
	هـ الشروط الواجب مراعاتها في جمع البيانات:
	أ ـ دقة جمع البيانات
٣٢	ب مراجعة البيانات
	٦ عينة البحث
41	٧ ـ استخدام الاستبيانات كأداة أساسية
٣٤	أ ـ تصميم الاستبيان
40	ب ـ النواحي التي تراعى في تصميم الاستبيان
40	١ ـ السهولة وعدم الغموض
41	٢ ـ عدم التحيز
۳٦	٣ ـ تجنب الأسئلة التي تؤدي إلى الإيحاء
٣٧	٤ ـ تجنب توجيه الأسئلة الحساسة التي تمس الحياة الخاصة للفرد
٣٧	جــمراجعة الاستبيان قبل التطبيق
٣٨	د ـ تفريغ البيانات
٤١	ثالثاً ـ القيم وأنواعها
٤٢	١ ـ القيم المتصلة
	٢ ـ القيم المنفصلة٢
	التوزيع التكراري
٤٤	١ ـ توزيع القيم توزيعاً تكرارياً
٤٤	٢ ـ الجدول التكراري
٠	٣ ـ التكرار النسبي
٥١	 التكرار المثوي
	التكرار المتجمع الصاعد والتكرار المتجمع النازل
٥٣	١ ـ التكرار المتجمع الصاعد (النسبي والمئوي)

٩V.	٢ ـ التكرار المتجمع النازل (النسبي والمئوي)
	رابعاً ـ توضيح المعلومات بالرسم
	محاور تمثيل المعلومات بالرسم
٦.	طرق توضيح المعلومات بالرسم
	١ ـ المضلع التكراري
70	أ ـ تعديل المضلع التكراري
77	ب ـ أسباب عدم تطابق المضلع مع المنحني الاعتدالي
٦٨	حـ ـ استخدام المتوسطات المتحركة في تعديل المضلع التكراري
	ء ـ المقارنة بين توزيعين باستخدام المضلع التكراري
٧٣	١ ـ المقارنة في حالة عدم تساوي مجموع التكرارات
٧0	٢ ــ المقارنة في حالة تساوي مجموع التكرارات
٧٧	٢ ـ المنحني التكراري
٧٨	أ ـ تعديل المنحنى التكراري
	ب ـ المقارنة بين توزيعين باستخدام المنحنى في حالة عدم تساوي
	التكرارات
٨٤	حـ ـ تعديل التكرارات المئوية
4	ء ـ المقارنـة بين توزيعين باستخـدام المنحنـى في حالـة تســـاوي
۸٥	التكراراي
۸٦	٣ ـ المدرج التكراري
	أ ـ تعديل المدرج التكراري
	ب ـ المقارنـة بين توزيعين بالمــدرج في حالــة عدم تســاوي
11	التكرارات
	حــ المقارنة بين توزيعين بالمدرج في حالة تساوي التكرارات
44	توضيح

4 Y	٤ ـ التكرار المتجمع الصاعد بالرسم
۹٤	 توضيح التكرار المتجمع النازل بالرسم
٠. ٥٠	أسئلة للمراجعة العامة للجزء السابق
	خامساً: مقاييس النزعة المركزية والمتوسطات،
٠٠١	١ ـ المتوسط الحسابي (الوسط الحسابي)
	أ ـ الطريقة الشائعة
	ب ـ طريقة مراكز الفثات
	حـــ الطريقة المختصرة
	٢ ـ الوسيط (الأوسط)
	أ ـ حساب الوسيط من القيم الخام
	١ ـ ني حالة الإعداد الفردية
	٢ ـ في حالة الإعداد الزوجية
	ب ـ حساب الوسيط من الجدول التكراري
	جــ حساب الوسيط عن طريق الرسم
	٣ ـ المنوال
	أ ـ حساب المنوال من الجدول التكراري
	ب ـ حساب المنوال عن طريق الرسم
	العلاقة بين المتوسطات الثلاثة
141 -	الحصول على قيمة المتوسطات في حالة غياب أحدها
۱۲۳۰	تمارين على المتوسطات
	سادساً ـ مقاييس التشتت
	مقلمة
	١ ـ المدي المطلق
	٢ ـ نصف المدى الربيعي

144	استخدام الربيع في استخراج المجموعات المتطرفة من التوزيع
۱۳۰	٣ - الانحراف عن المتوسط
14.	أ ـ حساب الانحراف عن المتوسط من القيم الخام
۱۳۲	ب ـ حساب الانحراف عن المتوسط من الجلول التكراري
۱۳۳	٤ - الانحراف المعياري
144	أ ـ حساب الانحراف المعياري من القيم الخام
	ب ـ حساب الانحراف المعياري من الجدول التكراري
141	تمارين على مقاييس التشنت
۱۳۸	سايعاً ـ المعايير
۱۳۸	٠ - اللرجة المعيارية
	تحويل الدرجات المعيارية للقيم الأصلية
	٢ ـ الدرجة التائية
	٣ ـ المئين
	تمارين
	الجزء الثاني
	الإحصاء التطبيقي
١٤٧	اولاً ـ معاملات الارتباط
۱٤٧	مقلمة
10.	١ ـ معامل ارتباط الرتب١
	أ ـ خطوات حساب معامل ارتباط الرتب
	ب _ حساب معامل ارتباط الرتب في حالة تكرار القيم في المتغيرين
	جـ _ حساب معامل ارتباط الرتب في حالة انقسام المتغيرين انقساماً
100	فرعيــاً في المتغيرين

100	تمارين
	حدود معامل الارتباط
	أ ـ من خلال النظر للرتب
	ب ـ من خلال جدول الانتشار
170	تمارين
174	٢ ـ معاملات ارتباط بيرسون
۱۷۰	أ ـ معامل ارتباط بيرسون عن طريق الانحرافات
177	ب ـ معامل ارتباط بيرسون عن طريق القيم الخام
174	حـــ معامل ارتباط بيرسون عن طريق جدول الانتشار
۱۸۳	تمارين
۱۸۸	٣ يه معامل التوافق
11.	٤ ـ معامل ارتباط فاي
147	ه _ معامل الارتباط الثناثي
147	جدول ارتفاعات (ص) ومساحات المنحني الاعتدالي
144	حساب دلالة معامل الارتباط
۲	جداول دلالة معامل الارتباط
Y•Y	تعليق على معاملات الارتباط
7.7	تمارين
417	ثانياً ـ الدلالة الإحصائية
	أولاً ـ الخطأ المعياري للعينة
	الخطأ المعياري
	١ ـ الخطأ المعياري للمتوسط الحسابي
	٢ ـ الخطأ المعياري للانحراف المعياري
	٢ ـ الخطأ المعياري للوسيط

YY•	 ١ الخطأ المعياري للنسبة والنسبة المثوية
	ه ـ الخطأ المعياري لمعامل الارتباط
	انياً ـ مقاييس الدلالة الإحصائية
	۱ ـ. مقياس مربع كاي (كا")
YY\$	أ حساب دلالة قيمة كالسيسيسيسيسيسيسي
<i>гүү</i> г	ب ـ استخدام كأ في حساب مدى انطباق التوزيع .
	جـ ـ دلالة كأ عند حساب مدى انطباق التوزيع
	ء ـ حساب قيمة كأ من الجدول المزدوج
	هـ _ حساب معامل التوافق من كالسيسيسيسي
TT1	
المجموعتين ٢٣١	أ ـ قانون اختبار «ت» في حالة تساوي العدد في
للمجموعتين ٢٣١	ب ـ قانون اختبار دت، في حالة اختلاف العدد في
	- جـ ـ مستوى الدلالة الإحصائية (ألفا)
7 4 7	
المجموعتين ٢٣٢	١ _ حساب اختبار «ت» في حالة تساوي العدد في
	أولاً _ من القيم الخام
Y۳0	ثانياً ـ من الجدول التكراري
	٧ _ حسماب اختبسار وت، في حالة اختلاف العد
	أولاً _ من القيم الخام
	ثانياً ـ من الجدول التكراري
	غارين
/ 6 \	٣ ـ درجة الحرية
5 1 mannanymannymannan	 ٤ ـ الدلالة والفرض (واحد الذنب ثنائي الذنب).
ليليلي	٣ _ حساب الدلالة الإحصائية في المنهج القبلي ـ بع

ـ دلالة الفرق بين معاملات الارتباط ٢٤٥
. ـ دلالة الفرق بين الانحرافات المعيارية
أولاً ـ في حَالة العينات الكبيرة
ثانياً _ في حالة العينات الصغيرة
الجزء الثالث
الإحصاء المتقدم
مقدمة
أولاً ـ معاملات الارتباط الخاصة بمشاكل البحوث ٥٨٪
١ ـ العلاقة المستقيمة والمنحنية ٨٥٠
أساليب الكشف عن العلاقة: مستقيمة أم منحنية ٨٥
أ ـ بالرسم البياني ٥٥/
ب ـ المتوسطات ألحسابية للمتغيرين من، ص ١٦٠
خـــــ اختبار مدى دلالة التوزيعين س، ص
٢ ـ نسبة الارتباط ٢٦٦
٣ _ معامل الارتباط الجزئي٣
العلاقة بين الارتباط الجزئي ومعادلة الفروق الرباعية في التحليل
العاملي ٥٧١
٤ ـ معامل الارتباط المتعدد ٧٦
أولاً ـ جدول المقابل اللوغاريتمي لمعاملات الارتبـاط ٢٥,٠ فمـا
فوق ۱۸٤
ثانيًا ـ جدول المقابل اللوغاريتمي لمعاملات الارتباط الأقــل من
!AE'
ه ـ الانحدار والتنبؤ ١٨٥

1/14	مقامة
۲۸۲	فائدة الانحدار
7.4.7	خطوات حساب الانحدارخطوات حساب الانحدار
441	نانياً ـ تحليل التباين
441	أولاً ـ تحليل التباين البسيطط
440	, استخدام تحليل التباين في حساب تجانس العينة
	ثانياً ـ تحليل التباين ذو الاتجاهين (البارامتري)
	١ ـ تحليل التباين ذو الاتجاهين (قيمة واحدة)
۲۰۳	٢ ـ تحليل التباين ذو اتجاهين (عدة قيم)
51 Y	ثالثاً ـ تحليل التباين ذو الثلاثة اتجاهات (البارامتري)
71 Y	١ ـ تحليل التباين ذو الثلاثة اتجاهات (قيمة واحدة)
	٢ ـ تحليل التباين ذو الثلاثة اتجاهات (أكثر من قيمة)
٣٢٢	رابعاً ـ المقارنة الزوجية بين المتوسطات في تحليل التباين
	"
۳٤٦	نالغاً ـ المقاييس اللابارامترية
7£7 4£4	النائد المقاييس اللابارامترية
7£7 4£4	ناكاً ـ المقاييس اللابارامترية
7£7 4£4	النائد المقاييس اللابارامترية
7	النا ـ المقاييس اللابارامترية
7	النائا ـ المقاييس اللابارامترية
7 £ 7	الناً ـ المقاييس اللابارامترية
7	النائا ـ المقاييس اللابارامترية
7	النائا ـ المقاييس اللابارامترية
Y	النائا ـ المقاييس اللابارامترية

417	خامساً ـ التحليل العاملي
	٠ - · · · · · · · · · · · · · · · · · ·
	هدف التحليل العاملي
	نظرية العاملين في التحليل العاملي
	طرق التحليل العاملي
ሞለፕ	 ١٠ ـ طريقة الجمع البسيط ٢٠ ـ الطريقة المركزية
	تلوير المحاور
٤١٤	التفسير النفسي للعوامل المتعامدة
	سادساً ـ مراجع الكتاب
	سابعاً ـ فهـ س الكتاب











